

EL COMPORTAMIENTO  
DEL AHORRO  
Y SU COMPOSICIÓN:  
EVIDENCIA EMPÍRICA  
PARA ALGUNOS  
PAÍSES DE LA  
UNIÓN EUROPEA

Isabel Argimón Maza

Banco de España - Servicio de Estudios  
Estudios Económicos, nº 55 - 1996

Este documento contiene gráficos vinculados. Para verlos, sitúese sobre el texto “ver gráfico...” que aparece en su lugar y pulse el botón izquierdo del ratón. Para continuar la lectura del documento, vuelva a pulsar el botón izquierdo del ratón.

EL COMPORTAMIENTO  
DEL AHORRO  
Y SU COMPOSICIÓN:  
EVIDENCIA EMPÍRICA  
PARA ALGUNOS  
PAÍSES DE LA  
UNIÓN EUROPEA

Isabel Argimón Maza

El Banco de España, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-469-X

Depósito legal: M-14374-1996

Imprenta del Banco de España

# ÍNDICE

	<i>Páginas</i>
INTRODUCCIÓN.....	9
1. Motivación.....	9
2. Justificación y estructura de este trabajo.....	10
3. Conclusiones.....	12
4. Agradecimientos.....	12
I. LA COMPENSACIÓN ENTRE DISTINTOS COMPONENTES DEL AHORRO NACIONAL: LITERATURA Y EVIDENCIA EMPÍRICA.....	15
I.1. Visión general.....	15
I.2. La dependencia del ahorro familiar con respecto al empresarial.....	17
I.3. ¿Rasgan las familias el velo societario?.....	20
I.4. La equivalencia ricardiana.....	24
I.4.1. Horizonte de vida finito y herencias.....	26
I.4.2. Restricciones de liquidez.....	27
I.4.3. Impuestos que no son de suma cero.....	28
I.4.4. Incertidumbre sobre rentas e impuestos futuros.....	28
I.5. ¿Son los consumidores ricardianos?.....	28
I.5.1. Enfoque de la ecuación de Euler.....	31
I.5.2. Contrastes con estimación de una función agregada de consumo.....	34
I.6. Resumen y conclusiones.....	39
II. UN CONTRASTE SENCILLO DE LA HIPÓTESIS DE SUSTITUCIÓN EN EL AHORRO.....	43
II.1. Estabilidad y sustitución.....	43
II.2. Metodología.....	46
II.2.1. El contraste ADF de raíz unitaria.....	46
II.2.2. Contraste de cambio de media.....	47

	<u>Páginas</u>
II.2.3. Contraste de integración de orden superior a la unidad.....	54
II.2.4. Un contraste alternativo de la hipótesis de estacionariedad .....	55
II.3. Resultados empíricos.....	56
II.3.1. Datos .....	57
II.3.2. Series individuales.....	61
II.3.3. Panel completo.....	65
II.4. Resumen y conclusiones.....	69
III. SUSTITUCIÓN DIRECTA ENTRE COMPONENTES DEL AHORRO.....	77
III.1. Introducción .....	77
III.2. Consideraciones teóricas .....	79
III.3. Cuestiones metodológicas.....	86
III.4. Resultados empíricos .....	88
III.4.1. Datos .....	88
III.4.2. Estimación con la renta corriente .....	91
III.4.3. Estimaciones con la renta permanente ...	97
III.5. Resumen y conclusiones .....	102
IV. AHORRO DE LAS FAMILIAS Y FINANCIACIÓN DEL DÉFICIT PÚBLICO .....	107
IV.1. Introducción .....	107
IV.2. Modelo empírico.....	109
IV.3. Contraste de la hipótesis ricardiana y de ausencia de velo societario.....	112
IV.4. Contraste adicional de la hipótesis ricardiana y de ausencia de velo societario .....	120
IV.5. Papel del nivel del endeudamiento público y de la renta <i>per cápita</i> .....	126
IV.6. Resumen y conclusiones .....	130
V. CONCLUSIONES.....	137
V.1. Motivación .....	137
V.2. Marco de análisis .....	139
V.3. Principales resultados empíricos .....	142
V.4. Sumario .....	146

	<u>Páginas</u>
APÉNDICE I. DATOS .....	153
A.I.1. Enumeración de las variables.....	153
A.I.2. Construcción de las variables utilizadas .	154
A.I.3. Definición y fuentes .....	155
APÉNDICE II. CONTRASTE DE EXOGENIDAD .....	171
APÉNDICE III. HETEROGENEIDAD EN LOS COEFICIENTES ESTIMADOS.....	175
BIBLIOGRAFÍA .....	179

## INTRODUCCIÓN

### 1. Motivación

La coexistencia en períodos recientes de elevados déficit públicos, con reducciones en las tasas de ahorro nacional en la mayoría de países de la OCDE, ha reavivado el interés por el análisis de la incidencia de la política fiscal en las decisiones de consumo/ahorro de los agentes. En primer lugar, la preocupación suscitada por la relación positiva entre ahorro, acumulación de capital y crecimiento ha contribuido a estimular este interés. Asimismo, y en segundo lugar, la observación de que, mientras la caída en el ahorro de las familias ha sido considerable, el ahorro privado en su conjunto no ha experimentado una reducción importante ha reactivado la discusión sobre la dependencia que tienen las decisiones de ahorro de las familias con respecto a las decisiones de ahorro de las empresas.

En relación con el primer punto, cabe destacar la controversia sobre el impacto diferencial de los distintos mecanismos de financiación del déficit público sobre la actividad económica y, concretamente, la distinta respuesta del consumo privado a la financiación del gasto público, vía impuestos o vía deuda. En un entorno económico con una creciente preocupación por la sostenibilidad de la política fiscal, es de esperar que el comportamiento del consumo privado venga influido por las expectativas que se tengan sobre la política presupuestaria futura. La proposición de Barro de que no hay una incidencia diferenciada sobre la demanda agregada de las distintas formas de financiar el déficit, de manera que es económicamente equivalente mantener un presupuesto equilibrado o emitir deuda para financiar el déficit, ya que la sustitución de deuda por impuestos no afecta a la riqueza ni al consumo del sector privado, ha sido cuestionada, teórica y empíricamente. Una implicación de esta proposición es que solo el gasto de absorción directa por parte del sector público (consumo e inversión) puede tener un efecto expulsión sobre el sector privado, al desviar recursos de empleos privados alternativos.

En cuanto al segundo punto, es oportuno señalar que muchos estudios teóricos (que sustentan los contrastes empíricos) modelizan las de-



cisiones de consumo/ahorro como una función de la restricción presupuestaria de todo el sector privado, implicando que las familias tienen en cuenta las decisiones de ahorro de las empresas. Si esto fuera así y existiera un único agente representativo, de manera que no pudieran observarse distintas propensiones marginales al consumo de perceptores de rentas del trabajo y de la propiedad, toda reasignación de la carga tributaria entre individuos y empresas no afectaría al ahorro privado. El supuesto de integración entre el sector familiar y el empresarial, que tiene su base teórica en el hecho de que las familias son las propietarias de las empresas, se conoce en la literatura como «hipótesis de ausencia de velo societario», y, si las familias se comportan de acuerdo con este supuesto, se afirma que «rasgan el velo societario».

## **2. Justificación y estructura de este trabajo**

El objetivo de esta investigación es el contraste empírico, aplicado a un conjunto de países de la Unión Europea, de la hipótesis de que los consumidores tienen en cuenta las decisiones de ahorro de las empresas y del sector público, a la hora de adoptar sus propias decisiones de ahorro. En ningún caso se propone investigar el impacto de la política fiscal sobre las decisiones de ahorro de las empresas (1), pero sí, en cambio, el impacto diferenciado de las distintas formas de financiar el gasto público.

La mayor parte de los trabajos empíricos en estas dos áreas de análisis se ha realizado con datos de serie temporal para la economía estadounidense, si bien el número de estudios aplicados a otros países es creciente. De todos modos, son muy escasos todavía los trabajos que utilizan datos de panel para el análisis de esta cuestión. Asimismo, se han formulado algunas críticas metodológicas derivadas del inadecuado trato dado a los problemas de endogenidad y a la escasa atención prestada a la dinámica, que también justifican el esfuerzo dedicado en este estudio.

La evidencia empírica recogida en los trabajos realizados hasta la fecha con distintos enfoques y metodologías y para distintas economías, no es concluyente. Parece, sin embargo, dominar la interpretación de que se produce sustitución parcial, tanto con respecto a empresas como con respecto al sector público, en las decisiones de ahorro de las familias.

---

(1) En Poterba (1987), puede encontrarse una revisión de los distintos enfoques que explican cómo la tributación sobre dividendos y sobre sociedades afecta al ahorro empresarial.

En este trabajo, se propone utilizar datos agregados anuales de la Contabilidad Nacional de un subconjunto de países de la Unión Europea, sobre los que se dispone de información homogénea de las variables relevantes para el análisis, y que son la República Federal de Alemania, Francia, Italia, Portugal, Reino Unido, Dinamarca, Países Bajos, Bélgica y España. El período muestral es 1970-1990, aunque hay países para los que el conjunto de datos es menor, debido a que no se dispone de toda la información requerida para todos los años.

El análisis no se realiza país a país, sino que se tiene en cuenta toda la información disponible para las distintas series temporales de las distintas economías. La ventaja de utilizar técnicas de datos de panel es que permite realizar inferencias condicionadas en la heterogeneidad presente entre los individuos considerados, y, al mismo tiempo, recoger la dinámica que define las relaciones entre las distintas variables, lo que conlleva una mayor robustez en los resultados.

El trabajo se compone de cinco capítulos y tres apéndices, que siguen a esta introducción. El primero recoge la revisión de la literatura teórica y empírica, tanto sobre el área de la sustitución entre ahorro de las familias y de las empresas como sobre la hipótesis de equivalencia ricardiana. Dado el carácter aplicado de este estudio, la revisión de la literatura teórica sobre estas dos áreas se resume muy brevemente, dedicándose mayor atención a los trabajos de naturaleza empírica. Los tres capítulos siguientes constituyen el núcleo del trabajo, presentando cada uno de ellos un marco analítico para el contraste de distintos aspectos de estas hipótesis de comportamiento. Cada capítulo propone un enfoque distinto para abordar este análisis, por lo que requiere un distinto nivel de formalización. Mientras el segundo se centra en las consecuencias que cabe esperar que se manifiesten en el comportamiento de las series de la tasa de ahorro nacional y privado si se satisfacen estas hipótesis de comportamiento, el tercero se destina a determinar en qué medida el impacto sobre el ahorro de las familias de las decisiones de ahorro del sector empresarial y del público es directo y la sustitución es parcial, y el cuarto propone un contraste de la hipótesis de equivalencia ricardiana y de ausencia de velo societario en un marco estructural. Cada uno de ellos es autocontenido, en el sentido de que recoge sus propias conclusiones y puede ser, por lo tanto, abordado de forma independiente. En el quinto capítulo, se presenta un resumen y se reúnen las conclusiones generales que pueden extraerse del análisis realizado. Por otra parte, el primer apéndice es el de datos, y contiene una descripción de la construcción de las distintas series utilizadas en los distintos capítulos. Los dos siguientes recogen la formulación de un contraste de exogenidad (apéndice II) y de un contraste de homogeneidad de los coeficientes estimados (apéndice III).

### 3. Conclusiones

La evidencia recogida en el capítulo II de este trabajo muestra que las tasas de ahorro nacional y privado son estables en los países de la antigua Comunidad de los doce. Aunque en muchos casos esta estabilidad se ha interpretado como evidencia a favor de la existencia de sustitución entre los distintos componentes del ahorro, no es, en ningún caso, una condición necesaria ni suficiente para que se produzca esta relación.

En realidad, cuando se estima una función de ahorro para contrastar si se observa la presencia de sustitución directa entre el ahorro empresarial y el familiar, y entre este y el público, que no sea a través de la renta disponible (capítulo III), se concluye que, cuando se tienen en cuenta los valores esperados de las variables, la sustitución en ambos casos es solo parcial. Asimismo, cuando se tienen en cuenta no solo las variables flujo, sino también las *stock*, entre los determinantes de las decisiones de ahorro/consumo bajo un modelo estructural (capítulo IV), no se encuentra evidencia de que las familias rasguen totalmente el velo societario, pero, en cambio, sí que parecen descontar los impuestos futuros. A corto plazo, por el contrario, el ahorro de las empresas forma parte de la renta relevante para las decisiones de ahorro del sector familias, y las transferencias netas de impuestos también influyen sobre el consumo.

Por lo tanto, cabe pensar que la caída en la tasa de ahorro nacional observada en la mayoría de economías occidentales no tiene carácter permanente, en el sentido de que, según los resultados obtenidos aquí, el desahorro público se compensa en el largo plazo con aumentos en el ahorro familiar. En cambio, no parece que el resultado de estabilidad obtenido para la tasa de ahorro privado sea producto de los movimientos compensatorios que realizan las familias ante variaciones en los beneficios no distribuidos. Una posible explicación, que aquí no se contrasta, es que la constancia en el ahorro privado es el resultado de respuestas divergentes del ahorro familiar y del empresarial frente al ciclo. Puede ocurrir que, cuando el PIB crece, las familias incluso se endeudan para consumir, reduciendo así su ahorro, mientras que las empresas aprovechan para ampliar márgenes y ahorrar más. En la fase recesiva del ciclo, las familias reducen su consumo y se dedican a ahorrar, mientras que las empresas ven cómo sus márgenes se estrechan y pasan a ahorrar menos.

### 4. Agradecimientos

Este trabajo forma parte del programa de investigación en el área de sector público que se lleva a cabo en la Oficina de Coyuntura y Previsión

Económica del Servicio de Estudios del Banco de España. Asimismo, fue presentado, como tesis doctoral, en la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad Complutense de Madrid, en febrero de 1996.

Quisiera expresar mi agradecimiento a José Manuel González-Páramo, por su paciente y estimulante labor de dirección; al Departamento de Hacienda Pública y Sistema Fiscal de la Universidad Complutense, que acogió esta tesis en su seno, y a todos los miembros del Servicio de Estudios del Banco de España que, con sus comentarios, sugerencias y colaboración, han contribuido no solo a la realización, sino a la mejora de este estudio. Me gustaría agradecer, en especial, la ayuda recibida de Javier Andrés, Olympia Bover, Juanjo Dolado y Ángel Estrada, así como las observaciones de Antoni Zabalza y la colaboración de Ángeles Perales en la labor de mecanografiado.

## **LA COMPENSACIÓN ENTRE DISTINTOS COMPONENTES DEL AHORRO NACIONAL: LITERATURA Y EVIDENCIA EMPÍRICA**

### **I.1. Visión general**

La función de consumo que se deriva de la hipótesis de ciclo vital/renta permanente, y que fundamenta gran parte de los modelos econométricos existentes, relaciona el consumo con distintas aproximaciones a la riqueza intertemporal de las familias.

La renta disponible de las familias corriente y/o retrasada y el *stock* de capital suelen formar parte de este conjunto de variables. La especificación de un modelo donde solo el componente familiar de la renta nacional es tenido en cuenta, tal como ocurre bajo el enfoque keynesiano, lleva implícita una asimetría en el tratamiento de las variables fiscales, ya que los efectos de las transferencias e impuestos futuros, así como del consumo público presente y futuro, se ignoran totalmente, cuando la teoría sobre la que se sustenta el comportamiento del consumo tiene una perspectiva intertemporal. Asimismo, no distingue de forma clara el papel desempeñado por el sector familias, del desempeñado por el sector empresarial.

Las asimetrías de este enfoque fueron señaladas inicialmente por Bailey (1962), preconizando lo que se ha denominado el enfoque consolidado o «ultrarracional». Bajo este enfoque, se supone que los agentes privados incorporan la restricción intertemporal del sector público en su propia restricción y que evalúan las consecuencias de la actuación del sector público sobre su propio nivel de bienestar. Asimismo, implica que las familias consolidan su actuación con la del sector empresarial, de manera que se supone que estas rasgan el velo societario.

Una de las primeras consecuencias que se derivan de la satisfacción de este postulado de comportamiento es que existe la posibilidad de un efecto expulsión directo del gasto privado por la actuación del sector público. Este resultado puede darse, bien a partir de la sustitución de con-

sumo privado por consumo público, o bien de la sustitución de ahorro privado por ahorro público. El primer efecto se deriva del supuesto de que el consumo público produce utilidad a los individuos, lo que no tiene ninguna implicación sobre el tipo de relación posible entre consumo privado y público, que puede ser de sustitución, de complementariedad o incluso de independencia entre ambas variables. El segundo se basa en la hipótesis ricardiana de descuento de los impuestos, que supone que los agentes prevén la carga impositiva futura que se deriva de la financiación del gasto público corriente y futuro, y la tienen en cuenta en su comportamiento presente.

La satisfacción de la hipótesis ricardiana en su versión más estricta requiere, a su vez, que se satisfaga un conjunto de supuestos más o menos restrictivos. Sin embargo, aunque es difícil que la mayoría de estos supuestos se observen en las economías reales, el enfoque que integra esta hipótesis de actuación constituye una visión menos restrictiva del comportamiento de los agentes que el que se deriva del modelo keynesiano. Mientras parece poco plausible que se satisfaga la hipótesis de descuento de los impuestos en su versión extrema, tanto el efecto expulsión directo como las expectativas sobre mayores impuestos futuros (o recorte de gasto) pueden ser factores relevantes para determinar el impacto de la política fiscal hoy o de los ajustes presupuestarios planeados. Por ejemplo, si la preocupación por los impuestos futuros es importante y la sustitución entre consumo público y privado es alta, los déficit actuales deprimen el consumo privado, mientras el anuncio de restricciones presupuestarias en el futuro lo estimula. Al contrario: si no se produce descuento de impuestos y el consumo público no sustituye al privado, el déficit del sector público hoy estimula el consumo, mientras reducciones de gasto o mayores impuestos lo deprimen. Asimismo, una reforma fiscal recaudatoriamente neutral que redujera el ahorro empresarial y aumentara la renta disponible de las familias podría dejar inalterado el ahorro privado, si los individuos ajustan sus planes de ahorro para contrarrestar los cambios en el ahorro empresarial.

En este capítulo, se propone revisar la literatura empírica sobre las dos hipótesis de comportamiento: *a)* que las familias rasgan el velo societario, y *b)* que las familias rasgan el velo público y actúan en consonancia con la hipótesis de equivalencia ricardiana. Para ello, en el próximo apartado, se presentará sucintamente la discusión sobre la posibilidad de que el ahorro empresarial sea un sustituto perfecto del familiar. A continuación, en el apartado I.3, se revisarán los principales trabajos realizados para contrastar empíricamente esta hipótesis de comportamiento. El apartado I.4 constituirá un resumen del debate sobre la hipótesis ricardiana, con especial atención a los supuestos que subyacen en los modelos que postulan la satisfacción de esta hipótesis. El apartado I.5 se des-

tinará a la descripción de los trabajos empíricos en esta área de trabajo. En este apartado, se destacarán, ante todo, las aportaciones cuya metodología o enfoque difiera de la utilizada para contrastar la primera de las hipótesis. En ningún caso se pretende una revisión exhaustiva, sino que se propone destacar las principales aportaciones en cada una de las áreas. El último apartado recoge el resumen y las conclusiones.

## **1.2. La dependencia del ahorro familiar con respecto al empresarial**

En la medida en que los propietarios de los activos empresariales son las familias, los cambios que se producen en el ahorro empresarial conducen a cambios en la riqueza neta de las familias en la misma dirección. Por ello, la distinción entre beneficios distribuidos y no distribuidos (equivalentes al ahorro empresarial) es irrelevante para las decisiones de consumo, ya que solo refleja la forma en que se materializa esta riqueza. En este sentido, es como si las familias incorporaran en su restricción presupuestaria la renta de las empresas. Por lo tanto, si se produce una modificación impositiva que sea recaudatoriamente neutral y que reduzca el ahorro empresarial y, en cambio, aumente la renta disponible de las familias, el ahorro privado podrá mantenerse inalterado si los individuos ajustan sus planes de ahorro contrarrestando la reducción en el ahorro empresarial.

En cualquier caso, se han formulado hipótesis alternativas para explicar las relaciones entre ahorro empresarial y familiar, que van desde las que postulan que la compensación es completa, tal como se deriva de los modelos de ciclo vital [Ando y Modigliani (1963)], a las que defienden la independencia parcial o total. En concreto, se ha señalado un conjunto de factores, relacionados tanto con las restricciones a las que se ven sujetos los consumidores como con el comportamiento financiero de las empresas, que pueden conducir a que la compensación no sea perfecta.

En realidad, los efectos sobre el ahorro privado de un cambio en los beneficios no distribuidos dependen de los factores que motivaron la variación. Muchos *shocks* que afectan al ahorro empresarial afectan al familiar en la misma dirección. Por ejemplo, si el ahorro empresarial aumenta debido a una mejora en la productividad del capital empresarial, la tasa de rendimiento percibida por los inversores privados también cambiará, por lo que cabe esperar que tanto el ahorro familiar como el empresarial aumenten. Sin embargo, la hipótesis que se desea contrastar es si las respuestas del consumo privado y del ahorro familiar difieren según que los beneficios se distribuyan en forma de dividendos o se retengan en la empresa en forma de ahorro societario. Por ello, una forma

de canalizar esta cuestión es la de considerar el impacto sobre las decisiones de consumo/ahorro de sustituir la recaudación obtenida vía sociedades, por la obtenida vía renta personal.

La distribución de la renta podría desempeñar un papel importante a la hora de explicar la relación observada entre ahorro familiar y empresarial. Así, una reforma tributaria, aunque sea recaudatoriamente neutral, puede tener un impacto redistributivo, al afectar de forma diferenciada a los propietarios de las empresas y a las familias con menores niveles de ingresos, y con una composición por fuentes de renta muy distinta. No hay ninguna razón para esperar que los cambios que se canalizan a través del impuesto sobre sociedades tengan una correspondencia exacta, a nivel de cada familia, con los cambios en las cargas tributarias personales. Incluso si los propietarios de las acciones rasgan el velo societario y ajustan su consumo en respuesta a una mayor carga impositiva neta, las transferencias desde los accionistas a otras familias con mayor propensión al consumo pueden conducir a una reducción en el ahorro privado.

Formalmente, la dependencia del ahorro familiar con respecto al empresarial puede recogerse en un modelo estándar, en el que se supone que las familias eligen el consumo que maximiza la suma descontada de utilidades, sujeto a la restricción presupuestaria:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \frac{c_{t+j}}{(1+r)^j} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{y_{t+j} - \tau p_{t+j}}{(1+r)^j} + v_t \quad [I.1]$$

donde  $c_t$  es el gasto en consumo,  $y_t$  es la renta del trabajo antes de impuestos,  $\tau p_t$  son los impuestos que gravan a las familias, y  $v_t$  es el valor de mercado de los activos empresariales en el período  $t$ . El valor de estos activos es igual al valor presente descontado de los dividendos empresariales sobre el capital existente:

$$v_t = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(bfo_{t+j} - \tau c_{t+j})}{(1+r)^j} \quad [I.2]$$

siendo  $bfo$  los beneficios empresariales, y  $\tau c_t$ , los impuestos de suma fija sobre los beneficios.

Sustituyendo la ecuación [I.2] en [I.1], se puede ver que la restricción intertemporal de las familias no se ve afectada por cambios impositivos que mantienen el valor presente de la recaudación pública:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \frac{c_{t+j}}{(1+r)^j} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(y_{t+j} + bfo_{t+j})}{(1+r)^j} - \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\tau c_{t+j} + \tau p_{t+j}}{(1+r)^j} \quad [I.3]$$



Esta ecuación, que puede constituir también la base para el debate sobre la satisfacción de la equivalencia ricardiana, muestra que las perturbaciones impositivas que afectan al reparto entre  $\tau c$  y  $\tau p$  en varios años, sin alterar la suma total, no deberían tener ningún efecto sobre las decisiones de consumo. En realidad, tal reparto solo modifica la composición del flujo de renta de las familias, pero no su nivel.

El impacto sobre el consumo de una reducción en los impuestos personales compensada por un aumento en los empresariales ( $d\tau c_{t+j} = -d\tau p_{t+j}$ ) viene dado por:

$$dc_t = \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{dc_t}{d\tau p_{t+j}} - \frac{dc_t}{d\tau c_{t+j}} \right) d\tau p_{t+j} = d \sum_{j=0}^{\infty} \frac{d\tau p_{t+j}}{(1+r)^j} - c'_{cg} dv_t \quad [I.4]$$

Si las familias no tienen restricciones de liquidez y perciben los cambios en el valor de las acciones como *shocks* permanentes, la propensión marginal al consumo de cambios en el valor descontado presente de la renta laboral,  $c'_l$ , es la misma que la que se deriva de cambios en las ganancias de capital,  $c'_{cg}$ . En este caso, si  $dv_t / d\tau c_{t+j} = 1 / (1+r)^j$ , el cambio en la carga impositiva no afecta al ahorro.

Dos tipos de argumentos justifican la no satisfacción de esta hipótesis de integración: los que se derivan de los supuestos sobre el comportamiento empresarial (1) y los que se derivan de los supuestos sobre el comportamiento de las familias.

Por lo que respecta a las empresas, el problema se centra en las distintas funciones objetivo perseguidas por los gerentes en relación con los accionistas y en consideraciones de información asimétrica. En otras palabras, puede que las familias no consoliden sus cuentas con las del sector empresarial por la ausencia de un verdadero control sobre las decisiones adoptadas a nivel societario. En términos generales, parece que los gerentes muestran una tendencia a no distribuir beneficios y a tomar decisiones de inversión que generan un rendimiento por debajo del de mercado (2). Si los gerentes invierten los beneficios no distribuidos en proyectos que tienen un rendimiento por debajo del de mercado, y se aumentan los impuestos sobre sociedades, el valor de las acciones se reducirá en menor medida que el aumento impositivo. Este aumento en los impuestos podría financiarse con los resultados obtenidos de la mejora en las decisiones de los gerentes, por lo que, aunque se observara que

---

(1) En Marchante (1986), puede encontrarse una revisión del enfoque empresarial y del impacto que el distinto tratamiento fiscal dado a dividendos y ganancias de capital tiene sobre las decisiones de financiación e inversión.

(2) Dentro de esta línea argumental, véanse Jensen (1986) y Makin y Shoven (1987).

la propensión marginal al consumo de las rentas laborales fuera igual al de las ganancias de capital, se podría producir un aumento en el consumo. En cambio, problemas de información asimétrica pueden conducir al resultado contrario. Concretamente: si, debido a la dificultad de observar la calidad de un nuevo proyecto de inversión, el coste de la financiación interna es menor que el de la externa, ya que los inversores externos exigen tasas de rendimiento mayores para compensar el riesgo, un aumento en los impuestos sobre sociedades podría reducir el valor de la acción por encima de esta variación en los impuestos, teniendo un impacto contractivo sobre el consumo (3).

Por el lado de las familias, es de señalar que pueden tener distintas propensiones marginales al ahorro con respecto a distintos tipos de rentas (4), que explicaría la distinta respuesta del consumo ante variaciones en los distintos componentes de la renta. Por otro lado, el carácter transitorio que los consumidores pueden adscribir a un cambio en el valor de las acciones fundamentaría una respuesta distinta con respecto a una variación en los dividendos, que se vería como permanente. En este sentido, la incertidumbre asociada al futuro puede explicar que el distinto horizonte temporal de la realización de ambos componentes de la riqueza se constituya en un elemento diferenciador. Asimismo, cabe pensar que la propensión marginal al consumo de los perceptores de ganancias de capital se distinga de la que presentan las familias cuya fuente principal de rentas es la laboral. Es de esperar, en todo caso, una asociación positiva entre nivel de renta y peso de las ganancias de capital en los ingresos de la familia, por lo que el valor de la propensión marginal al consumo estaría inversamente relacionado con esta participación. Por otra parte, diferencias en las tasas de preferencia temporal entre familias y en la edad de los individuos pueden afectar a estos resultados. Por lo tanto, el efecto neto de una reforma recaudatoriamente neutral, que sustituya impuestos que recaen sobre las familias por impuestos que recaen sobre sociedades, depende de la distribución de la propiedad de la empresa y del tamaño de las diferencias en las propensiones marginales al consumo con respecto a distintas fuentes de renta.

### **1.3. ¿Rasgan las familias el velo societario?**

El trabajo de Denison (1958) es pionero en el área del contraste de la hipótesis de que las familias rasgan el velo societario, al recoger la ob-

---

(3) Los problemas de información imperfecta se discuten en Stiglitz y Weiss (1981).

(4) Uno de los trabajos pioneros en el área del contraste empírico de que las familias tienen distintas propensiones marginales al consumo según fuentes de renta es el de Taylor (1971). Un trabajo más reciente es el de Koskela y Viren (1984).

servación de que el ahorro privado bruto es más estable que sus componentes familiar y empresarial en el caso americano. Interpreta esta estabilidad como evidencia de que se produce una compensación sustancial entre el ahorro de estos dos sectores. El análisis de Denison abarca el período 1929-1956, sin incluir 1942-1947, y señala que la *ratio* ahorro privado/PNB se mantiene constante a pesar de los cambios en la composición del PNB entre sector público y privado, y la gran volatilidad mostrada por el ahorro familiar y por el empresarial. Otros factores, como cambios tributarios, en los tipos de interés o en las ganancias y pérdidas de capital, no parecen haber incidido sobre esta estabilidad. Denison sugiere que puede encontrarse una explicación en el hecho de que las familias sustituyen su ahorro por el de las empresas.

En David y Scadding (1974), se sigue la línea iniciada en Denison, y no solo se expande el período de análisis para que abarque desde 1898 hasta 1964, sino que también se propone una medida adicional del ahorro privado que incluye el gasto en bienes de consumo duradero.

Con el objetivo de tener en cuenta el papel que desempeña el ciclo, estiman la función:

$$sp_t = \beta_1 y_t - \beta_2 (y_p - y_t) + e_t \quad [1.5]$$

donde  $sp_t$  es el ahorro privado bruto en  $t$ ,  $y_p$  es el PNB del pico del ciclo más cercano,  $y_t$  es el PNB en  $t$ ,  $e_t$  es un residuo, y  $\beta_1$  y  $\beta_2$  se podrían interpretar como las propensiones marginales a ahorrar de la renta permanente y transitoria, respectivamente.

Tal especificación constituye una reformulación de la ecuación propuesta por Denison, que utiliza  $y_h$ , el PNB del año más cercano de empleo elevado (5), evitando así una discusión sobre la definición de este valor de referencia y siendo, además, similar a la especificación de Ando y Modigliani (1963).

A partir de los resultados obtenidos con *test* de Chow, recogen evidencia de que la ley de Denison se satisface para este período más amplio, en el sentido de que la tasa de ahorro privado no muestra ninguna tendencia y presenta escasa variación. Si en la definición de ahorro se incluye el flujo de gasto en bienes de consumo duradero, tampoco el contraste de Chow recoge una ruptura. Concluyen que estos resultados implican que las familias actúan como si el ahorro empresarial fuera un sustituto perfecto del familiar.

---

(5) Denison (1958) define un año de empleo elevado como aquel en el que la tasa de paro se mantiene por debajo del 6 %.

La estabilidad de la tasa de ahorro privado también es analizada en Glennon (1985) para los períodos 1929-1965 (excluyendo 1942-1945) y 1966-1979, a partir de la estimación de la ecuación [I.5]. Utiliza datos anuales y trimestrales de la economía estadounidense, con distintas definiciones de ahorro, y a partir de un contraste de Chow rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes  $\beta_1$  del producto nacional son iguales en ambos períodos cuando los datos son de las cuentas financieras (flujos de fondos), y no puede rechazarla cuando son datos de las cuentas no financieras. Asimismo, analiza otros cinco países (Australia, Canadá, Francia, República Federal de Alemania y Reino Unido) y concluye que, con datos de cuentas no financieras, los coeficientes del PNB<sub>t</sub> para el período 1970-1976 es estadísticamente distinto del obtenido para el período 1977-1982 en todos los países, excepto en Francia.

La conclusión global que Glennon resalta es que la ley de Denison no se cumple, ya que depende de la definición de ahorro utilizada, y, por lo tanto, no se desprende que, en general, los consumidores sustituyan ahorro empresarial por el propio.

En Herce (1986) y Gulley (1990), se propone la realización de un contraste de Chow modificado, a partir de la introducción de variables artificiales en una regresión de la renta nacional sobre una constante y el ahorro privado. En concreto, Gulley formula la ecuación que debe estimarse como:

$$sp_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 dum_b + \beta_3 (dum_b * y_t) + e_t \quad [I.6]$$

donde  $dum_b$  es una variable artificial igual a cero antes del período (año) de ruptura  $b$ , y toma el valor uno, después. La hipótesis nula es que  $\beta_2$  y  $\beta_3$  son conjuntamente cero, y, si se rechaza, se interpreta en el sentido de que se ha producido un desplazamiento en la constante y/o en la pendiente (6). Asimismo, Gulley se propone la utilización del contraste de raíz unitaria para las tasas de ahorro formulado en Said y Dickey (1984) (7), y explora la posibilidad de que exista una relación de cointegración entre el ahorro privado y la renta nacional, de manera que, aunque se observara que la *ratio* tiene una raíz unitaria, pudiera existir una

---

(6) En Herce no se incluye la variable artificial multiplicativa, ya que corre una regresión no del nivel, sino directamente de la tasa de ahorro sobre una constante.

(7) En concreto, se estima

$$x_t = \beta_0 + \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta x_{t-j} + e_t$$

donde  $x_t$  es el valor actual de la tasa de ahorro privado sobre la renta nacional en *logs*. Si  $\beta_0 = 0$  y  $\rho < 1$ ,  $x_t$  es una serie estacionaria, y, si  $\beta_0 = 0$  y  $\rho = 1$ ,  $x_t$  no es estacionaria.

relación de equilibrio entre las dos variables. Para ello, después de analizar el orden de integración de las series  $sp_t$  e  $y_t$  y no poder rechazar que tienen una raíz unitaria, aplica el método en dos etapas propuesto por Engle y Granger (1987), estimando por MCO la ecuación:

$$sp_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + e_t \quad [1.7]$$

Si la serie de los residuos  $e_t$  es estacionaria, se concluye que las series de ahorro y renta están cointegradas, tomándose como evidencia de que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas. La existencia de esta relación de equilibrio se interpreta en el sentido de que las decisiones de ahorro se adoptan a nivel del sector privado, y no a nivel del sector familia.

Con datos trimestrales para el período 1952:I hasta 1987: IV para la economía estadounidense, Gulley concluye que la ley de Denison no se satisface ni en la década de los setenta, ni en la de los ochenta. En cambio, con los datos anuales para el período 1964-1984 de la economía española, Herce concluye que no puede rechazarse la hipótesis nula de estabilidad, habiendo impuesto 1974 como año de ruptura.

El contraste de la hipótesis de que los consumidores rasgan el velo societario se ha realizado también de forma alternativa a partir de la estimación de funciones de ahorro o de consumo de forma reducida, aunque todavía son muy escasos los trabajos realizados en esta área. Se podría afirmar que, a grandes rasgos, se observan dos enfoques relativamente distintos dentro de este marco. Bajo uno de ellos, se incluyen los beneficios no distribuidos como un regresor y se contrasta si el coeficiente de esta variable es igual al de la renta disponible de las familias. Si no puede rechazarse esta hipótesis nula, se concluye que las familias rasgan el velo societario. Alternativamente, se estima una función de consumo/ahorro agregado y se comparan las propensiones marginales al consumo/ahorro de dividendos con la correspondiente a beneficios retenidos, en consonancia con los postulados de Kaldor de que la tasa de ahorro de una economía nacional depende de la distribución funcional de la renta. En este sentido, bajo este enfoque, se admite una respuesta diferenciada del consumo según fuentes de renta.

Las estimaciones realizadas con datos para la economía estadounidense, tanto de funciones de consumo privado como de ahorro privado o familiar, parecen coincidir en el rechazo de la hipótesis de que las familias rasgan el velo societario. En concreto, las estimaciones de Poterba (1987) de una función de ahorro privado para los períodos 1948-1986 y 1931-1986 sugieren que un aumento en el ahorro empresarial aumenta el ahorro privado. Asimismo, en Feldstein (1973) se muestra que, para el período 1929-1966, la propensión marginal al consumo de la renta dispo-

nible es mayor que la de los beneficios retenidos, mientras que la reestimación de Auerbach (1982), para el período 1960-1982, no puede rechazar la hipótesis nula de que el ahorro empresarial no influye sobre las decisiones de consumo. También en Bathia (1979) y en Hendershott y Peek (1987) se encuentra evidencia de que las familias compensan solo parcialmente los cambios observados en el ahorro empresarial. En todos estos casos, parece, por lo tanto, que los resultados no están en completa sintonía con la interpretación que se da a la estabilidad observada en la tasa de ahorro privado.

Los trabajos realizados con datos para otros países parecen detectar esta misma falta de respuesta. En concreto, en un análisis de 13 países de la OCDE para el período 1960-1980, aplicando un enfoque de panel en la estimación de una función de ahorro privado, Marchante (1986) muestra que la propensión marginal al ahorro de los beneficios retenidos es más elevada que la propensión marginal al ahorro de la renta personal disponible, y que, a corto plazo, la propensión al ahorro de los beneficios retenidos no es significativamente distinta de uno, en consonancia con la hipótesis de independencia. En otras palabras, a corto plazo, variaciones en el ahorro empresarial se transmiten completamente al agregado del sector privado, mientras que, a largo, se produce cierta compensación en el ahorro familiar.

El contraste de esta hipótesis en el caso español se ha realizado en Herce (1986), Raymond (1990), Ayerbe (1989) y Marchante (1993) a partir de la estimación de una función de ahorro, en los dos primeros casos, para los períodos 1964-1984 y 1971-1989, y de una función de consumo en los dos siguientes, abarcando los años 1970-1985 y 1955-1988, respectivamente. Mientras en el primero de estos trabajos no se encuentra evidencia de compensación entre los distintos componentes del ahorro privado, en el resto se concluye que la sustituibilidad no es total.

#### **I.4. La equivalencia ricardiana**

El teorema de la equivalencia ricardiana postula que los déficit presupuestarios financiados con emisión de deuda pública no afectan a la demanda agregada, ni a los tipos de interés, ya que este crecimiento de la deuda pública se neutraliza por un aumento en el ahorro privado. El valor actualizado de este ahorro futuro compensa exactamente el déficit creado, de manera tal, que la sustitución de deuda por impuestos no afecta a la riqueza del sector privado.

La publicación del artículo de Barro (1974), «Are government bonds net wealth?», que cuestiona la efectividad de la política keynesiana de

reactivación a partir de aumentos del déficit público, relanzó el debate sobre si los consumidores consideran los títulos de deuda pública como un componente neto de su patrimonio.

Por un lado, la emisión de deuda puede percibirse como un aumento de los activos por parte de los agentes que, no teniendo en cuenta u olvidando los compromisos fiscales de los que estos títulos constituyen la contrapartida, no realizan ninguna provisión de fondos para el pago de los futuros impuestos. Se produce, entonces, un efecto riqueza que se traduce, de inmediato, en un aumento del consumo. Asimismo, la modificación del equilibrio del mercado de capitales (la tensión producida por los tipos de interés debida al mayor consumo) puede reducir el *stock* de capital en relación con la situación en la que no se produce la emisión de deuda.

Si, por el contrario, los agentes no ignoran la obligación de hacer frente al pago de los impuestos futuros necesarios para pagar el servicio de la deuda, el efecto riqueza es inexistente, siempre que la actualización de los compromisos fiscales sea correcta. En consecuencia, es indistinto, desde el punto de vista de la demanda global, financiar el gasto público con recurso a la emisión o financiarlo con impuestos. Bajo este enfoque ricardiano, los contribuyentes consideran el préstamo al sector público como un simple medio de diferir los impuestos. Al internalizar el valor de los impuestos que deberán pagar para hacer frente al servicio de la deuda, los consumidores aumentan su ahorro en un montante equivalente al endeudamiento público, de manera que la elección de deuda para financiar el déficit no ejerce ninguna influencia ni sobre el consumo, ni sobre la oferta de trabajo, ni sobre el equilibrio del mercado de capitales.

De manera formalizada, se puede considerar que la restricción temporal del sector público se expresa como:

$$g_t + r \cdot bp_{t-1} = \tau g_t + bp_t - bp_{t-1}$$

donde  $g_t$  es el gasto público,  $\tau g_t$  los ingresos fiscales de suma fija, y  $bp_t$  la deuda pública, expresados todos ellos en volumen y *per cápita*. El tipo de interés,  $r$ , se supone constante.

Si se parte de una situación pasada caracterizada por el equilibrio presupuestario, la aparición, en el período 0, de un déficit financiado con préstamo  $bp_0$  reduce en una cuantía igual el montante de impuestos que se necesitarían para financiar el gasto público en ausencia de déficit:

$$g_0 = \tau g_0 + bp_0$$

Así, si la deuda crece a la tasa  $n$ , dado el perfil de gastos, el servicio de la deuda requiere un aumento de los impuestos de  $(r - n)bp_{t-1}$ . De

ello se infiere que el valor actualizado de los impuestos generados por la sustitución de deuda por impuestos se escribe como:

$$bp_0 \frac{(r-n)}{(1+r)} \sum_{t=1}^T \left( \frac{1+n}{1+r} \right)^{t-1},$$

expresión que en el límite es igual a la deuda inicial,  $bp_0$ .

La restricción intertemporal del sector público se puede resumir en la expresión:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \frac{g_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\tau g_t}{(1+r)^t}$$

Si el consumidor internaliza totalmente la restricción intertemporal del gobierno, su propia restricción intertemporal es independiente de las modalidades de financiación, ya que, si  $c$  es el consumo privado,  $y$  su renta bruta,

$$\sum_{t=0}^{\infty} \frac{c_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{(y_t - \tau g_t)}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{(y_t - g_t)}{(1+r)^t}$$

Suponiendo utilidad separable, el consumidor elige su senda de consumo que maximiza su función de utilidad intertemporal

$$U_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{U(c_t)}{(1+r)^t}$$

y que es independiente de la elección entre impuestos y deuda.

La satisfacción de tal resultado de equivalencia reposa sobre un conjunto de supuestos relativamente restrictivos que, si no se cumplen, invalidan parcial o totalmente los resultados de equivalencia. A continuación, se revisan los principales elementos que han venido señalándose como determinantes de que en las economías reales los planes de consumo y ahorro no sean neutrales en relación con el momento de los pagos [Contreras (1990)].

#### 1.4.1. Horizonte de vida finito y herencias

Los consumidores tienen, en todo caso, un horizonte de vida finito, mientras que la hipótesis se satisface para un horizonte infinito. Asimis-



mo, si la generación presente no se preocupa de la futura, no se observará este aumento del ahorro hoy, para pagar los impuestos del mañana. Sin embargo, se han formulado modelos que incluyen el bienestar de las generaciones futuras en la función de utilidad de los consumidores de hoy, que permite restablecer el resultado de la hipótesis ricardiana. En concreto, el modelo intergeneracional de Barro establece un mecanismo de transferencias patrimoniales intergeneracionales, de tal manera que el comportamiento altruista de los padres hacia sus hijos transforma el modelo de horizonte finito en uno de infinito.

A pesar de esta consideración, existen factores que rompen esta cadena de generaciones sucesivas, entre ellos la presencia de familias sin hijos o de familias cuyo bienestar implica una herencia negativa, lo que comporta que prefieran consumir más si se reducen los impuestos a costa de aumentarlos a las generaciones siguientes. Asimismo, bajo incertidumbre sobre el horizonte temporal de vida y sin altruismo, la equivalencia ricardiana no se mantiene, ya que existe una probabilidad positiva de que los individuos mueran antes de que puedan hacer frente a todos los impuestos que el nivel de deuda actual requiere [Blanchard (1985)].

La equivalencia ricardiana exige no solo que haya altruismo intergeneracional, sino que la herencia pueda realizarse. Es decir, la transferencia intergeneracional debe formar parte de la restricción presupuestaria. Muchas familias prefieren una herencia de signo negativo, pero, en cambio, obtienen una utilidad óptima con una herencia nula.

#### *1.4.2. Restricciones de liquidez*

La imposibilidad que tienen ciertos individuos de pedir prestado sobre sus rentas futuras, como mínimo a una determinada tasa de interés, constituye una objeción a la hipótesis de neutralidad, ya que viola el supuesto de arbitraje intertemporal del consumo, que depende de la suma actualizada de las rentas. Las familias con restricciones de liquidez, tanto de renta como de riqueza, no serán indiferentes ante la posibilidad de retrasar los pagos de impuestos, ya que, de forma efectiva, el sector público les está prestando a su tipo de interés, opción que no tenían en el mercado de crédito. Sin embargo, el impacto de las restricciones de liquidez sobre la hipótesis ricardiana depende del motivo por el que existe tal restricción.

Por una parte, se puede argumentar que las restricciones surgen porque el gobierno tiene menores costes de transacción que el sector privado, por lo que la emisión de deuda relaja la restricción presupuestaria del sector familias y no se mantiene la equivalencia. El mismo razonamiento

es de aplicación si se argumenta que las restricciones aparecen porque el sector público no tiene problemas de selección adversa, situación que no parece reflejar la realidad, ya que el individuo que no paga sus impuestos debe ir a juicio, igual que ocurre con el individuo que no hace frente a sus deudas con el sector privado.

Por otra parte, si las restricciones de liquidez surgen por incertidumbre sobre la renta futura, la equivalencia ricardiana se mantiene, porque la deuda no altera esta incertidumbre.

#### *1.4.3. Impuestos que no son de suma cero*

Existen dos razones por las que las características que definen el sistema tributario son relevantes. Por una parte, si las cargas fiscales no son cantidades fijas que recaen sobre los individuos, sino que dependen de las circunstancias de los individuos —como la renta, la riqueza, el tamaño de la familia—, los impuestos que se pueden anticipar dependen de las expectativas en relación con tales circunstancias y con la legislación tributaria. En la medida en que se produzcan cambios no anticipados en estas variables, la actualización de los compromisos fiscales se realizará de forma errónea. Por otra, los efectos de eficiencia de los impuestos que no son de suma cero originan un impacto recaudatorio que debe tenerse en cuenta. Dado que la estructura impositiva estimula determinadas actuaciones que pueden alterar la base sobre la que giran las cargas fiscales, la recaudación no es independiente de esta estructura, y, por lo tanto, la restricción intertemporal del sector público se verá alterada.

#### *1.4.4. Incertidumbre sobre rentas e impuestos futuros*

La incertidumbre sobre las rentas y los impuestos futuros puede conducir a tipos de descuento mayores para los impuestos futuros. Por lo tanto, se producirá un sesgo a favor del consumo actual cuando el gasto público comporte un aumento del déficit, así como una caída en el ahorro disponible para la adquisición de otros activos que no sean deuda pública.

### **1.5. ¿Son los consumidores ricardianos?**

Existe un conjunto relativamente amplio de trabajos que contrastan empíricamente la hipótesis de descuento intertemporal de los impuestos,

teniendo en cuenta las implicaciones que se derivan para el comportamiento de otras variables [Thornton (1990)]. Entre ellos, están los trabajos que se fundamentan en la consideración de que, bajo un contexto ricardiano, el ahorro público y el privado son considerados como sustitutos perfectos, de manera que cambios en el primero producen cambios de signo opuesto, pero de igual magnitud, en el otro. En contraposición a este enfoque, bajo el planteamiento keynesiano, la consideración de la deuda pública como riqueza neta por parte de los consumidores explica que, en este caso, no quepa esperar ninguna relación entre ahorro público y privado.

De la misma manera que la estabilidad de la tasa de ahorro privado se ha tomado como evidencia a favor de que familias y empresas actúan coordinadamente, la estabilidad del ahorro nacional ha sido propuesto como un indicador de la satisfacción de la hipótesis de ultrarracionalidad formulada por David y Scadding (1974). Descansa en el supuesto de que la *ratio* combinada de ahorro del sector privado y del público es más estable que la de cualquiera de los dos solo. Deducen que un incremento en el gasto público reducirá el gasto privado en una cantidad equivalente, sin afectar a tipos de interés, precios o riqueza. En otras palabras, argumentan que, en este caso, el sector privado se comporta como si el gobierno fuese una extensión de sí mismo, de modo que los gastos públicos son considerados como sustitutivos de los gastos privados. Por lo tanto, puede producirse un efecto de sustitución directo entre consumo público y privado, y entre ahorro público y privado.

El contraste de esta hipótesis que realizan estos autores para el período 1898-1964, con datos de la economía estadounidense y formulado de igual manera que en el caso en el que analizan el comportamiento del ahorro privado, parece rechazar la hipótesis de estabilidad en la tasa de ahorro nacional. Concluyen, por lo tanto, que el sector privado no considera el ahorro público como un sustituto del suyo.

Aunque aquí no se va a desarrollar con detalle, debe señalarse que una parte importante de la literatura empírica se ha centrado en el análisis de los tipos de interés [Evans (1985, 1987), Plosser (1987)]. La equivalencia ricardiana implica que los individuos responden a una emisión de deuda pública, aumentando su demanda de deuda en la cuantía de la nueva emisión como una forma de ahorro para hacer frente a los impuestos futuros que de ella se derivan, dejando inalterados los tipos de interés. La forma más directa de contrastar la equivalencia ricardiana a través del comportamiento de los tipos de interés es a partir de la regresión de los valores corrientes de los tipos sobre alguna medida que recoja la política de deuda pública [Barro (1987) y Mauleón (1987), Raymond y Palet (1989) y Ballabriga y Sebastián (1993) para España]. Un tratamiento más sofisticado es el que se propone analizar el impacto de la

deuda pública sobre los tipos de interés del estado estacionario [Evans (1989)], o bien el que se basa en la teoría de la estructura temporal de los tipos [Plosser (1982)]. Asimismo, se han realizado algunos estudios donde la variable de análisis ha sido el crecimiento económico o la renta nacional [Eisner (1989)] y la balanza comercial y las finanzas internacionales [Ahmed (1987)]. Por otro lado, otra serie de trabajos no utiliza técnicas econométricas para el contraste de esta hipótesis, como el enfoque experimental de Cadsby y Frank (1991), o se basan en evidencia indirecta [véase Seater (1993) para una revisión de esta literatura], o utilizan el marco de la estimación de las funciones de impulso-respuesta a partir de vectores autorregresivos [Eisner (1994)]. La mayor parte de los trabajos parece rechazar la hipótesis de ausencia de equivalencia ricardiana.

Por otro lado, los trabajos que abordan el contraste de la hipótesis de equivalencia ricardiana en el marco del consumo se pueden agrupar en dos amplias categorías. La primera adopta una especificación que se deriva de la hipótesis de ciclo vital/renta permanente, mientras que la segunda deriva las relaciones que deben estimarse directamente de un marco explícito de maximización intertemporal, a partir de contrastes de la ecuación de Euler. Estos contrastes se derivan también del mismo modelo de ciclo vital/renta permanente, pero, en vez de especificar una función de consumo, se centran en las condiciones de primer orden que se derivan del problema de maximización del consumidor. Las ventajas y desventajas de ambos enfoques se discuten en Seater (1993), donde puede encontrarse una reciente revisión de la literatura, tanto teórica como empírica, en esta área. Los artículos de Bernheim (1987, 1989) y Barro (1989) constituyen los principales trabajos donde se resume la literatura básica que se ha generado sobre este tema. En los siguientes subapartados, se revisan sucintamente los principales trabajos empíricos que han seguido estos dos enfoques, con especial atención en los que se centran en la estimación de una función de consumo no derivada de la ecuación de Euler, ya que esta es la aproximación adoptada en los capítulos empíricos de este estudio (8).

Cabe señalar, en todo caso, que la estimación macroeconómica de la relación entre déficit público y otras variables económicas está sujeta a un importante conjunto de problemas econométricos, que no difieren sensiblemente de los que surgen en cualquier marco de estimación. El problema de la medición de las variables relevantes es el primero que debe señalarse, ya que puede desempeñar un papel relevante a la hora de la obtención e interpretación de los resultados. La endogenidad de las

---

(8) En el mismo subapartado, se incluyen los estudios que han utilizado el ahorro como variable dependiente.

variables económicas constituye otro problema, ya que gasto público, consumo y renta se determinan como parte de un mismo equilibrio. Los modelos empíricos que utilizan variables agregadas no son totalmente satisfactorios [véase Deaton (1992)] y pueden generarse especificaciones erróneas que comporten resultados espurios. La falta de estacionariedad de muchas variables económicas constituye un elemento adicional que debe tenerse en cuenta cuando se analizan las relaciones utilizando series temporales. Asimismo, el principio de parquedad que se sigue en la especificación econométrica puede ser discutible, ya que la relevancia de las distintas variables se hace difícil de determinar. Por último, la identificación econométrica constituye una fuente de conflictos, siendo uno de los aspectos más discutibles la dependencia con respecto a las expectativas, que no son normalmente observables. El carácter anticipado o no anticipado de la política fiscal determina, en gran parte, la respuesta que cabe esperar, mientras que se hace difícil modelizarlo.

### 1.5.1. *Enfoque de la ecuación de Euler*

El contraste empírico de la hipótesis de equivalencia en este marco se ha basado, en gran parte de la literatura, en el modelo con incertidumbre de Blanchard (1985), donde la equivalencia no se satisface si una fracción ( $\mu$ ) de la población muere en cada período.

El modelo implica la siguiente función de consumo:

$$c_t = \alpha \left[ (1 + r) a_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{1 - \mu}{1 + r} \right)^j E_t y_{t-j} \right]$$

donde  $a_{t-1}$  es el *stock* de activos reales al final del período  $t - 1$ ;  $r$  es el tipo de rendimiento de los activos, que se supone constante;  $\mu$  es la probabilidad de morir también constante (9);  $y_t$  es la renta laboral neta de impuestos;  $E_t$  es el operador de expectativas condicionado a la información disponible en  $t$ , y  $\alpha$  es la propensión al consumo en relación con la riqueza. En este marco, la equivalencia ricardiana no se satisface si  $\mu > 0$ , ya que se introduce una cuña entre la tasa a la que los individuos descuentan los intereses futuros y a la que descuentan los pagos de impuestos futuros.

---

(9) Se puede interpretar  $\mu$ , de forma más metafórica, como una medida del tamaño de la desvinculación que sienten las familias actuales en relación con las futuras [Evans (1993)]. Bajo esta interpretación, las familias actuales tratan a las futuras como una continuación de sí mismas y tienen así horizonte infinito si  $\mu = 0$ , y se sienten desvinculadas de las generaciones futuras en algún grado y tienen horizontes de vida finitos si  $\mu > 0$ .

La restricción presupuestaria agregada se expresa como

$$a_t = (1 + r)a_{t-1} + y_t - c_t$$

Teniendo en cuenta ambas ecuaciones y especificando los procesos estocásticos que determinan la evolución de la renta laboral, se puede escribir una función de consumo agregado en términos de variables observables, bien eliminando la riqueza humana [Evans (1988, 1993)] (10) o la no humana [Haque (1988), Leiderman y Razin (1988)] (11), o realizando alguna transformación [Hayashi (1982)]. Sea cual sea la especificación elegida, si el horizonte temporal es infinito ( $\mu = 0$ ), el consumo en  $t$  es función solo del consumo retrasado: ninguna otra variable conocida en  $t - 1$  debe tener poder explicativo para predecir el consumo corriente [Hall (1978)]. Si, en cambio,  $\mu > 0$ , la riqueza (humana y/o no humana) afecta al consumo y, en tal caso, una reducción en los impuestos hoy aumenta la riqueza esperada y conduce a un aumento en el consumo corriente. La razón de tal efecto debe buscarse en que, bajo estas circunstancias, los consumidores con horizonte finito dan menor peso a los futuros aumentos impositivos que se requieren para equilibrar intertemporalmente la restricción presupuestaria del gobierno, que al recorte inicial de impuestos.

La mayor parte de los estudios realizados dentro de este marco parece apoyar la hipótesis ricardiana. En concreto, en Evans (1988) no se encuentra evidencia de que las deudas del sector público afecten al consumo en el caso estadounidense, mientras que en Evans (1993) los contrastes de la ecuación de Euler realizados sobre diecinueve países no pueden rechazar la hipótesis de neutralidad en dieciocho casos, resultado que también se obtiene en Dalamangas (1992) en un análisis para 52 países.

Mientras este grupo de trabajos se deriva de un modelo teórico en que tanto la hipótesis de que los consumidores son ricardianos como la alternativa están bien definidas, existe un conjunto amplio de estudios

---

(10) La función de consumo se escribe como

$$c_t = \frac{1+r}{1-\mu} (1-\alpha) c_{t-1} - \alpha\mu \frac{1+r}{1-\mu} a_{t-1} + \alpha\varepsilon_t$$

(11) En este caso, la función adopta la especificación

$$c_t = (1+r) \left( 1-\alpha + \frac{1}{1-\mu} \right) c_{t-1} - \frac{(1+r)^2}{1-\mu} (1-\alpha) c_{t-2} - \alpha\mu \frac{1+r}{1-\mu} y_{t-1} + \\ + \alpha\varepsilon_t - \alpha \frac{1+r}{1+\mu} \varepsilon_{t-1}$$

donde esto no es así. Como resultado, las estimaciones obtenidas pueden interpretarse, por regla general, en más de un sentido. Un ejemplo de esta situación y que constituye, asimismo, una alternativa dentro de este enfoque viene dado por el trabajo de Aschauer (1985). En concreto, permite la inclusión de efectos del gasto público sobre la utilidad del sector privado, de manera que se supone que cada unidad de gasto público aporta la misma utilidad que  $\delta$  unidades de gasto privado. Se basa en la condición de primer orden de un problema de maximización dinámica:

$$E_{t-1}c_t^* = \alpha_0 + \alpha_1\beta c_{t-1}^*$$

donde la variable  $c_t^*$  mide el consumo privado efectivo, que se supone viene dado por

$$c_t^* = c_t + \delta g_t$$

donde  $c$  es una medida del gasto corriente en consumo del sector privado y  $g$  mide el gasto público. Los parámetros  $\alpha_0$  y  $\alpha_1$  son funciones no lineales de los tipos de interés, de la tasa de descuento intertemporal y del nivel de consumo efectivo mínimo. La función de consumo se puede escribir como

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 c_{t-1} + \alpha_1 \delta g_{t-1} - \delta E_{t-1} g_t + v_t$$

Para estimar esta ecuación en el supuesto de expectativas racionales, debe postularse un proceso temporal para  $g_t$ , con el objetivo de generar valores esperados de  $E_{t-1} g_t$ . Se obtiene así un sistema de dos ecuaciones que deben estimarse, donde la hipótesis nula es un conjunto de restricciones no lineales sobre los parámetros. Aunque la evidencia parece señalar que se observa equivalencia ricardiana, no está claro su poder estadístico, ya que la alternativa de comportamiento no ricardiano no está especificada en el modelo.

Se ha venido señalando [Leiderman y Blejer (1987), Seater (1993)] que el enfoque de la ecuación de Euler tiene la ventaja de que evita la medición directa de las expectativas, basándose, en cambio, en contrastes de relaciones intertemporales observables y que se derivan de la teoría. Tal sujeción a la teoría impediría que se diesen los problemas de especificación errónea del enfoque de la función de consumo. Sin embargo, aparte de otras limitaciones, este enfoque requiere también la imposición de distintas restricciones en los parámetros y el contraste de supuestos básicos del modelo. Por lo tanto, también en este caso se producen problemas de especificación que pueden dar lugar a resultados empíricos distintos [Himarios (1995)].

### 1.5.2. Contrastes con estimación de una función agregada de consumo

Los primeros intentos de contrastar el supuesto de que el sector privado descuenta totalmente las futuras obligaciones fiscales en el marco de la estimación de una función agregada de consumo privado se debe tanto a Kochin (1974), que pretende determinar los efectos de los déficit públicos sobre el consumo, como a Feldstein (1974), que se propone analizar empíricamente los efectos de la «riqueza» de la Seguridad Social sobre el consumo (12).

La forma general de la función de consumo utilizada por Kochin se expresa como:

$$c_t = b_0 + b_1 y_t + b_2 c_{t-1} + b_3 \text{def}_t + e_t \quad [1.8]$$

donde  $c_t$  es el consumo de bienes no duraderos y servicios,  $y_t$  es la renta nacional disponible,  $\text{def}_t$  es el déficit público y  $e_t$  es el residuo. La inclusión del consumo retardado se justifica por el hecho de que la renta permanente se aproxima por un mecanismo de expectativas adaptativas, de manera que se supone que se forma como un promedio ponderado de forma decreciente de las rentas pasadas.

Los resultados empíricos obtenidos con datos anuales de Estados Unidos para el período 1952-1971, bajo una estimación en primeras diferencias muestran que, tanto si se utiliza el déficit observado como el de pleno empleo como regresor, los consumidores tienen en cuenta los impuestos futuros derivados de los déficit corrientes (13). Sin embargo, la proposición de equivalencia en sentido estricto no se satisface, ya que el coeficiente del déficit difiere mucho, en valor absoluto, del de la renta disponible. Por lo tanto, esta evidencia apoya una versión «suave» de la proposición de

---

(12) La literatura sobre la riqueza de la Seguridad Social y su impacto sobre las decisiones de consumo/ahorro no se analizará en este trabajo de forma explícita, pero los trabajos de Barro (1978), Darby (1979) y Leimer y Lesnoy (1982) constituyen ejemplos de trabajo empírico en esta área. Para el caso español, véanse Herce (1984) y Gómez Sala (1989).

(13) Los resultados empíricos más relevantes son los siguientes:

$$\Delta c_t = 2,88 + 0,39 \Delta y_t - 0,11 \Delta \text{def} + 0,28 \Delta c_{t-1}$$

(3,44) (7,86) (2,95) (2,42)

$$D.W. = 1,79$$

$$\Delta c_t = 2,41 + 0,46 \Delta y_t - 0,13 \Delta \text{defpe}_t + 0,16 \Delta c_{t-1}$$

(2,64) (8,18) (2,27) (1,62)

$$D.W. = 1,40$$

donde  $\text{defpe}$  es el déficit público de pleno empleo, y entre paréntesis figuran los estadísticos t.



neutralidad de la deuda, indicando que el sector privado adelanta las obligaciones fiscales futuras, pero no las descuenta en su totalidad.

En Buiter y Tobin (1979), puede encontrarse un análisis crítico del trabajo de Kochin donde se señala una serie de objeciones. Por una parte, se indica que la estimación se ve afectada por problemas de simultaneidad e identificación, ya que consumo, renta disponible y superávit se mueven con el ciclo. Repiten el análisis empírico realizado por Kochin aumentando el tamaño de la muestra (1949-1976), especificando las variables en términos *per cápita* e incluyendo el sector empresarial dentro de las economías domésticas. En el supuesto de Barro de ultrarracionalidad en el comportamiento del consumidor, la renta relevante para las decisiones de consumo es  $y - g$ . La hipótesis que se contrasta es que los coeficientes de  $n\tau$  (impuestos netos de transferencias), del déficit ( $g - n\tau$ ) y de la renta tienen todos el mismo valor absoluto. En este caso, los coeficientes estimados para las variables del sector público presentan los signos esperados, pero no son estadísticamente significativos, por lo que la evidencia recogida por estos autores no apoya la hipótesis de neutralidad.

Otro trabajo que merece la pena destacar es el de Seater (1982), donde se presenta un contraste sobre cuatro supuestos diferentes, basándose en las combinaciones posibles de descuento total de los impuestos, no descuento en absoluto, y cambios, anticipados o no anticipados, en la base monetaria, debidos a una financiación mediante dinero de la deuda. Si se satisfacen los postulados de Barro, la deuda pública no es considerada como riqueza real y los cambios monetarios son totalmente anticipados por el público. Su modelización del comportamiento se basa en la fusión de la hipótesis de la renta permanente y los supuestos de mercados eficientes, que, combinados, tienen, en esencia, las mismas implicaciones para la política macroeconómica que la hipótesis del descuento de los impuestos.

La especificación básica es la siguiente:

$$c_t = \alpha + \beta_1 yf_t + \beta_2 yf_{t-1} + \beta_3 se_t + \beta_4 u_t + \beta_5 dur_{t-1} + \beta_6 w_{t-1} + \beta_7 def_t + e_t \quad [1.8]$$

donde  $yf_t$  es la renta disponible,  $se_t$  son los beneficios no distribuidos de las empresas,  $u_t$  es la tasa de paro,  $dur_t$  es el *stock* de bienes de consumo duradero,  $w_t$  es el *stock* de riqueza del sector privado,  $def_t$  es el déficit público que se descompone en la parte financiada con dinero y la parte financiada con bonos, y  $e_t$  es, de nuevo, el residuo. Si se descuentan los futuros impuestos, la deuda pública no debería ser tratada como riqueza, porque su demanda se incrementará, uno a uno, con la oferta, con el objetivo de ahorrar en previsión de los impuestos derivados de

esta misma emisión. El signo esperado para  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_4$  y  $\beta_6$  es positivo, mientras que  $\beta_5$  se espera con signo negativo, igual que  $\beta_7$ .

Los resultados empíricos confirman la hipótesis del descuento de los impuestos cuando el consumo *per cápita* total es la variable dependiente. Sin embargo, cuando la variable que debe explicarse es el consumo total de bienes no duraderos, el resultado de la regresión rechaza la hipótesis ricardiana. Por lo tanto, el análisis de Seater no es concluyente.

El trabajo empírico de Feldstein (1982) tiene la virtud de señalar la relevancia de los problemas de especificación, sobre todo en cuanto a la descomposición de las variables del sector público, así como de ser el primero en abordar el problema de la simultaneidad. Sin embargo, los resultados de Feldstein, que los interpreta en el sentido de que no se satisface la hipótesis de neutralidad de la deuda, han sido criticados en Seater y Mariano (1985). Una de las principales críticas señaladas por esos autores es que, a pesar de plantear el problema, el trabajo exhibe sesgos de simultaneidad, ya que los instrumentos utilizados por Feldstein no son muy adecuados, pues se ha restringido innecesariamente el grupo de variables instrumentales utilizadas en la estimación. Además, afirman que estas variables pueden estar correlacionadas con el término de error. Para superar estas deficiencias, estiman la misma ecuación, pero añaden al conjunto de variables explicativas la renta corregida por el desempleo y el *stock* de bienes duraderos de la economía, estimando por mínimos cuadrados bietápicos. La principal aportación de Seater y Mariano radica en que su especificación de la función de consumo permite distinguir entre movimientos transitorios y permanentes, tanto en la renta como en el gasto público. Las conclusiones alcanzadas por estos autores señalan que la evidencia es favorable al descuento de impuestos.

Otra aportación relevante en esta área es el trabajo de Kormendi (1983), donde se propone discriminar entre lo que él define como comportamiento acorde con el enfoque estándar, que responde a postulados keynesianos, frente al comportamiento «consolidado», que se ajusta a la proposición de neutralidad de la deuda y de ausencia de velo societario conjuntamente (14).

Estima la siguiente función de consumo:

$$c_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 y_{t-1} + a_3 g_t + a_4 w_t + a_5 tr_t + a_6 \tau_t + a_7 se_t + a_8 gi_t + a_9 bp_t + e_t \quad [I.9]$$

---

(14) Este estudio se constituye en un elemento destacable en esta área del análisis aplicado, ya que ha generado un debate considerable [Modigliani y Sterling (1986,1990), Barth, Iden y Russek (1986), Kormendi y Meguire (1990)].

donde  $c_t$  es el consumo del sector privado,  $y_t$  es la renta nacional,  $g_t$  es el consumo público,  $w_t$  es la riqueza privada,  $tr_t$  son las transferencias corrientes,  $\tau_t$  son los ingresos públicos totales,  $se_t$  es el ahorro empresarial,  $gi_t$  son los intereses de la deuda pagados por el sector público, y  $bp_t$  es la deuda pública en circulación.

Bajo el enfoque keynesiano, se espera que  $a_3 = 0$ , ya que se supone que el consumo del sector privado depende solamente de la renta permanente disponible, y, por lo tanto, no se ve afectado por los gastos públicos. Asimismo, esta dependencia con respecto a la renta disponible de las familias hace esperar que los coeficientes estimados para los impuestos, las transferencias corrientes, los intereses de la deuda y el ahorro empresarial sean iguales en valor absoluto al coeficiente estimado para la renta nacional. Bajo el enfoque consolidado, en cambio, la elección de financiar el gasto público vía impuestos, en vez de vía deuda, no afecta al consumo del sector privado, por lo que cabe esperar  $a_6=0$ . Por otra parte, los beneficios no distribuidos son considerados como un componente de la renta relevante para las decisiones de consumo, por lo que  $a_7 = 0$  y los pagos de intereses no tienen ningún efecto, porque ya han sido descontados, por lo que se espera  $a_8 = 0$ . En lo referente al papel que desempeña el *stock* de deuda pública en circulación, bajo el enfoque keynesiano se espera un signo positivo para  $a_9$ , ya que se considera que forma parte de la riqueza neta, por lo que incluso cabe esperar que sea igual al coeficiente estimado para la riqueza ( $a_4$ ). En cambio, en el consolidado se espera que sea igual a cero, ya que en ningún caso se considera un componente de la riqueza.

Los resultados obtenidos por Kormendi con datos anuales de Estados Unidos para el período 1926-1976, con las variables expresadas en primeras diferencias, parecen refutar el enfoque keynesiano (15). Sin embargo, se ha señalado un conjunto de limitaciones a este trabajo. Entre otras, se ha subrayado, por una parte, que no diferencia entre gasto público transitorio y permanente, que, por otra parte, está contrastando una versión «suave» de la proposición de neutralidad de la deuda, al no imponer ninguna restricción a los coeficientes, y, por último, que estima en primeras diferencias. En concreto, Modigliani y Sterling (1986) muestran que, al cambiar el método de deflatar el gasto del sector público, de

---

(15) Los resultados más representativos son los siguientes:

$$\begin{aligned}
 c_t = & 0,29y_t + 0,07y_{t-1} - 0,23g_t + 0,025w_t + 0,83 tr_t + 0,07 \tau_t + \\
 & (7,3) \quad (3,3) \quad (12,8) \quad (3,00) \quad (5,6) \quad (0,9) \\
 & + 0,10se_t + 1,15gi_t - 0,05bp_t \\
 & (0,9) \quad (1,3) \quad (-2,9) \\
 & R^2 = 0,911
 \end{aligned}$$

donde entre paréntesis figuran los valores de los estadísticos t.

medir los pagos de intereses y de la estimación (al incluir más retardos que Kormendi y centrarse en una estimación en niveles, pero no en primeras diferencias), los resultados de Kormendi no se sostienen. Sin embargo, en la réplica contenida en Kormendi y Meguire (1986 y 1990) se vuelven a obtener los resultados favorables a la hipótesis ricardiana, tal como la formula Kormendi, incorporando las sugerencias de Modigliani y Sterling.

Una de las objeciones que cabría presentar a este conjunto de especificaciones de la función de consumo es que el modelo intertemporal que fundamenta la hipótesis ricardiana asume que el consumo de cada período depende de los valores corrientes y esperados de sus determinantes principales. Con esta formulación, la equivalencia ricardiana equivale a un conjunto de restricciones de cero sobre el bloque de variables que miden los valores corrientes y futuros de los impuestos, de las transferencias y de la deuda. La especificación exacta que debe contrastarse depende de los mecanismos específicos postulados para la formación de estas expectativas, y ello puede condicionar los resultados. No parece, sin embargo, que estas variables futuras se incorporen explícitamente en las ecuaciones estimadas. Por lo tanto, el hecho de que, por ejemplo, los valores de los coeficientes  $a_5$ ,  $a_6$  y  $a_9$  de la especificación de Kormendi sean cero puede ser indicativo, sencillamente, de que las transferencias, los impuestos y la deuda corriente son buenos predictores de los valores futuros del gasto público, en línea con los postulados de equivalencia y en contraste con la formulación del modelo keynesiano. Por lo tanto, debe destacarse explícitamente el carácter de señal de las variables relevantes.

A grandes rasgos, cabe señalar que, bajo este tipo de estimaciones, la evidencia empírica recogida no es concluyente. Por una parte, los trabajos de Kochin (1974), Barro (1978), Tanner (1979), Kormendi (1983), Seater y Mariano (1985) y Eisner (1994) recogen evidencia a favor de la hipótesis ricardiana para el caso norteamericano. Asimismo, la estimación de Leiderman y Razin (1988) para la economía israelí del período 1980-1985, utilizando datos mensuales, los resultados obtenidos por Katsaitis (1987) para la economía canadiense con datos trimestrales para 1968-1983 y el trabajo de Herce (1986) para España prestan apoyo a la teoría de descuento de los impuestos. En Zabalza y Andrés (1991), el hallazgo de que en España la presión fiscal no afecta al ahorro privado, pero sí, en cambio, al ahorro familiar, es interpretado como indicación de que el sector privado traslada renta disponible desde el sector familiar al empresarial (es decir, incrementa los beneficios no distribuidos) ante aumentos en la presión fiscal. En Raymond (1988) y Molinas y Taguas (1991), también dentro de esta misma línea de investigación, se recoge evidencia empírica de que la fiscalidad ha tenido un papel significativo en la caída de la tasa de ahorro de las familias españolas. Por otra parte, en el trabajo de Fuster (1993) sobre cinco países de la CE para el período 1964-1988, bajo una estimación mediante el método SURE (sistema de ecua-

ciones aparentemente no relacionadas), se obtiene evidencia de que, si bien no se satisface la equivalencia entre el déficit y los impuestos de manera estricta, los consumidores tienen en cuenta las decisiones de financiación pública a la hora de tomar sus propias decisiones. Sin embargo, evidencia en contra para el caso estadounidense es recogida, entre otros, en los trabajos de Yawitz y Meyer (1976), Feldstein (1982), Modigliani y Sterling (1985,1990), Bernheim (1987) y Feldstein y Elmendorf (1990). Asimismo, Perelman y Pestieau (1983) para la economía belga con datos de 1954-1979, Raymond y González-Páramo (1987), Raymond (1990) y Marchante (1993) para la economía española, y Modigliani, Jappelli y Pagano (1985) para el caso italiano en el período 1952-1982, parecen rechazar la hipótesis ricardiana en su versión extrema, así como Marchante (1993) para un grupo de países de la Comunidad.

En los últimos años, ha ido apareciendo un volumen relativamente reducido, pero creciente, de trabajos que analizan la hipótesis ricardiana utilizando datos de panel para distintas agrupaciones de países. La mayoría parece decantarse por rechazar este supuesto de comportamiento [Koskela y Viren (1983,1986), Sarantis (1985), Kessler, Perelman y Pestieau (1986)]. Entre ellos, cabría mencionar los realizados por Dalamagas (1993, 1994), donde estima una función de consumo para distintos conjuntos de países. Este autor concluye que los resultados obtenidos no parecen validar la hipótesis de equivalencia y, en cambio, parecen apoyar el enfoque de que la política fiscal es efectiva, en el sentido de que los déficit públicos generados por reducciones impositivas tienen efectos contracíclicos (en los países con un nivel de solvencia elevado) y procíclico (en los países con un nivel de endeudamiento elevado).

Podría concluirse que, en gran medida, estas discrepancias reflejan diferencias en el período de muestra elegido, en la especificación de la función de consumo —al imponer restricciones inadecuadas u omitir variables relevantes—, en los métodos de medición empírica de las distintas variables, en las técnicas econométricas, y, ligado a ello, en el tratamiento de las tendencias y la cointegración [Contreras (1990)]. Sin embargo, mientras Seater (1993) parece decantarse por la interpretación de que, si estos problemas se abordan de forma adecuada, la evidencia con funciones de consumo agregado no permite rechazar la equivalencia ricardiana, prácticamente en ningún caso, Bernheim (1987) parece optar por la posición contraria.

## **I.6. Resumen y conclusiones**

La posibilidad de que las familias adopten sus decisiones de consumo/ahorro teniendo en cuenta las decisiones de ahorro del resto de sec-

tores de la economía es una proposición que no solo ha generado un amplio debate teórico, sino que ha podido ser formulada en unos términos que permiten el contraste empírico. La hipótesis de ciclo vital/renta permanente es el marco que permite abordar este análisis, al relacionar el consumo con distintas aproximaciones a la riqueza intertemporal de las familias. Por una parte, la hipótesis de ausencia de velo societario se basa en la idea de que los propietarios de los activos empresariales son las familias y, en consecuencia, los cambios que se producen en el ahorro empresarial comportan cambios en la riqueza neta de las familias en la misma dirección. Por lo tanto, si esta hipótesis de comportamiento se satisface, las familias actúan como si hubieran incorporado en su restricción presupuestaria la renta de las empresas, de manera que la distinción entre beneficios distribuidos y no distribuidos es irrelevante para las decisiones de consumo.

Se ha señalado un conjunto de factores que pueden explicar que esta hipótesis de comportamiento no se observe en las economías reales. Por una parte, la ausencia de un verdadero control sobre las decisiones adoptadas por las empresas, por la presencia de una gerencia con una función objetivo distinta de la de los propietarios o problemas de información asimétrica, que pueden reflejarse en un menor coste de financiación interno que externo, son elementos que, desde el lado de la empresa, limitan la posibilidad de que las familias consoliden plenamente sus cuentas con las de las empresas. Por otro lado, la posibilidad de que las propensiones marginales al consumo/ahorro difieran según fuentes de renta, así como la incertidumbre sobre la evolución futura de las acciones y las distintas tasas de preferencia temporal mostradas por los agentes económicos —que pueden depender, por ejemplo, de la edad—, son factores que, desde el lado de las familias, pueden explicar que no se observe una respuesta de los consumidores consistente con esta hipótesis de comportamiento.

Es escaso todavía el trabajo empírico realizado en esta área, aunque los resultados parecen apuntar todos en la misma dirección. En concreto, excepto los estudios que formulan el contraste de esta hipótesis en términos de estabilidad de la relación entre ahorro privado y renta nacional, los trabajos aplicados en esta área, a partir de la estimación de una función de consumo o de ahorro, parecen inclinarse por rechazar que esta hipótesis de comportamiento refleje con precisión lo observado en las economías.

Tanto los contrastes realizados a partir de la inclusión de los beneficios no distribuidos como una variable explicativa en una función de consumo, para determinar si el valor de su coeficiente es estadísticamente distinto del de la renta disponible, como los realizados comparando la propensión marginal al consumo de dividendos con la correspondiente

a beneficios no distribuidos, parecen señalar que las familias no incorporan en su restricción intertemporal el ahorro empresarial. Sin embargo, la independencia entre decisiones de consumo de las familias y beneficios no distribuidos no es en todos los casos plena. Por lo tanto, cambios en el ahorro empresarial se transmiten solo parcialmente al agregado del sector privado.

Por lo tanto, la estabilidad que se ha observado en el comportamiento de las series de la tasa de ahorro privado no parece ser el resultado de un proceso de sustitución total entre ahorro de las familias y de las empresas, sino que debe ser explicado por otros factores.

Por otra parte, la hipótesis de equivalencia ricardiana postula que los agentes descuentan los futuros impuestos implícitos en la deuda, de manera que los efectos reales (sobre el consumo, el ahorro, los tipos de interés, etc.) de la emisión de deuda no difieren de los que se derivan de los impuestos. En otras palabras, se considera que el déficit público es una variable irrelevante para las decisiones de los consumidores, en el sentido de que deuda e impuestos son equivalentes. El razonamiento que subyace en este planteamiento es que los déficits públicos solo retrasan el pago de impuestos, y, dado que el momento del pago no afecta a la restricción presupuestaria intertemporal del individuo, no puede afectar a sus decisiones de consumo.

Las restricciones que deben imponerse para que el resultado de neutralidad de la deuda se mantenga son muchas y con una alta probabilidad de que no se observen en la práctica. En concreto, el horizonte de vida finito que cabe esperar para los consumidores puede constituir una limitación, aunque la posibilidad de transferencias patrimoniales intergeneracionales, a partir de las herencias, permite emular la característica de horizonte infinito que se requiere para la satisfacción de esta hipótesis de comportamiento. Sin embargo, la incertidumbre sobre el horizonte temporal de vida y la ausencia de altruismo conducen de nuevo a que la equivalencia ricardiana no se mantenga. El papel desempeñado por las restricciones de liquidez también puede ser determinante, dada la imposibilidad de producir la asignación intertemporal del consumo deseada. La existencia de impuestos distorsionadores que tienen costes de eficiencia afectará a la recaudación potencial alterando la restricción intertemporal del sector público. Por último, también se ha señalado el papel que la incertidumbre sobre las rentas y los impuestos futuros puede tener al comportar tipos de descuento mayores para los impuestos futuros.

Los contrastes realizados sobre la hipótesis ricardiana son relativamente cuantiosos y variados, ya que abarcan desde los que tienen en cuenta las implicaciones que se derivan de su satisfacción para el comportamiento de otras variables, como los que se desarrollan en el marco

del consumo, y que incluyen tanto las formulaciones de la ecuación de Euler como las estimaciones de una función de consumo.

Los resultados obtenidos en esta área no son concluyentes, e incluso las revisiones relativamente recientes realizadas sobre este tema no coinciden en su valoración. Sin embargo, los contrastes empíricos realizados dentro del marco de la estimación de una ecuación de Euler parecen apoyar la hipótesis ricardiana, tanto en la economía estadounidense como en las demás economías analizadas. Los contrastes efectuados bajo la estimación de una función de consumo, incluyendo como regresores las variables del sector público, parecen más controvertidos. El problema de la falta de estacionariedad en las series utilizadas es abordado, en muchos casos, a partir de la estimación en primeras diferencias, lo que limita sensiblemente la capacidad explicativa de los resultados obtenidos, ya que solo se obtiene la respuesta a corto. Asimismo, las técnicas econométricas empleadas no son en todos los casos las más adecuadas para la especificación elegida. La distinta definición de las variables utilizadas es uno de los factores que también puede explicar la falta de sintonía entre los distintos trabajos empíricos realizados.

Cabe señalar que la mayor parte de los trabajos empíricos sobre las dos hipótesis de sustitución se ha desarrollado con series temporales y con datos para la economía estadounidense. Son muy escasos todavía los trabajos aplicados a otras economías, y aún más difíciles de encontrar los que utilizan datos de panel. Asimismo, el contraste de ambas hipótesis de comportamiento en un marco común que permita separar la aportación de cada una de ellas al resultado obtenido se ha abordado en muy pocos trabajos. Por último, la consideración dinámica del análisis, en un marco como el del ahorro, donde parece que la consideración temporal es relevante, ha merecido escasa atención.



## II

### UN CONTRASTE SENCILLO DE LA HIPÓTESIS DE SUSTITUCIÓN EN EL AHORRO

#### II.1. Estabilidad y sustitución

La tasa de ahorro de la mayoría de los países industrializados ha disminuido de forma apreciable en las dos últimas décadas, evolución que ha generado cierta preocupación en algunos países, fundamentada en la posibilidad de que el ahorro sea insuficiente y se constituya en una restricción a la inversión. La caída en la tasa de ahorro nacional ha venido acompañada por un apreciable aumento en los déficit presupuestarios, que ha reavivado el debate sobre la posible dependencia del ahorro del sector privado en relación con el público. Asimismo, la observación de que, en cambio, la tasa de ahorro privado se ha mantenido más estable en este mismo período parece en consonancia con la hipótesis de que familias y empresas consolidan sus cuentas, de manera que rasgan el velo societario.

Este capítulo se propone contrastar si el comportamiento de las series de ahorro agregado es compatible con la existencia de movimientos compensatorios entre sus distintos componentes. En concreto, a partir de la caracterización de las series de ahorro, se intentará obtener conclusiones sobre la posibilidad de que las familias tengan en cuenta la actuación del gobierno y de las empresas a la hora de adoptar sus decisiones de ahorro.

Una forma muy simple de formular la hipótesis de sustitución perfecta entre ahorro público y privado, y que es la que configura el marco de análisis propuesto, sería considerar que la relación entre ahorro nacional y renta nacional es constante a lo largo del tiempo. Esta formulación estaría en consonancia con la hipótesis de ultrarracionalidad de David y Scadding (1974), que postula que las familias pueden tener en cuenta el

ahorro de las empresas y del sector público cuando toman sus decisiones de ahorro y de consumo, lo que implica que cambios en el ahorro empresarial y/o público serán compensados, uno a uno, por el sector familias. En el trabajo de David y Scadding (1974), se afirma que una tasa de ahorro nacional constante podría tomarse como evidencia en favor de esta hipótesis de ultrarracionalidad (1). En este sentido, se considera que existe un nivel de ahorro en relación con la renta nacional que los agentes económicos consideran adecuado, de manera que actúan compensatoriamente con el objetivo de alcanzarlo.

Dentro de este mismo enfoque, podría pensarse en la posibilidad de que, aunque la tasa de ahorro nacional no fuera constante, podría darse el caso de que, cuando esta *ratio* sufre *shocks* que la alejan de su valor normal, acaba volviendo a él, al cabo del tiempo. Esta sería una relación más débil entre las dos variables, compatible también con el postulado de la sustitución perfecta. Es precisamente esta concepción de estabilidad de la tasa de ahorro la que se considera y analiza en este capítulo.

De forma similar, se podría formular la hipótesis de ausencia de velo societario —que las familias incorporan la renta de las empresas en su conjunto de información relevante— a partir de la constancia en la relación entre ahorro privado y renta nacional, lo que ha venido a denominarse «ley de Denison» (2). Si la tasa de ahorro privado en relación con la renta nacional se mueve en torno a una constante a lo largo del tiempo, con independencia de la distribución de esta renta entre los sectores familiar y empresarial, cabe pensar que la decisión de ahorrar se toma en el marco del sector privado, en su conjunto. Por tanto, cabría inferir que las decisiones de las empresas en materia de beneficios no distribuidos no son independientes de las decisiones de las familias en cuanto a posponer consumo.

En los trabajos pioneros en los que se propone este enfoque, el análisis de la constancia en la relación entre ahorro y renta se formula como un contraste de Chow [David y Scadding (1974), Glennon (1985)]. Este contraste implica que las series son estacionarias en los dos o más períodos que se están considerando e impone la restricción de que la varianza de las perturbaciones es la misma en todos los períodos considerados. El contraste aquí propuesto postula un modelo más general, que no impone ninguna restricción *a priori*.

---

(1) La hipótesis de ultrarracionalidad está en consonancia con el enfoque consolidado de Kormendi (1983), que se analiza en el capítulo IV.

(2) Véase Denison (1958).

Es importante señalar que la estabilidad de las distintas tasas de ahorro que se propone analizar no es el resultado de unas propensiones al ahorro constantes, ni de una distribución estable del producto entre los sectores público y privado, y, en este último, de una constante división de la renta entre empresas y familias. En realidad, en la mayoría de países de la Unión Europea se ha producido un cambio en la composición del ahorro privado, que ha significado una reducción del familiar y un aumento del empresarial. La constancia en el componente privado del ahorro nacional implicaría que los propietarios de la riqueza, por la razón que fuere, actúan como si los componentes del ahorro fueran sustitutos perfectos. Asimismo, también se ha observado en estos países que la distribución de la renta entre el sector público y el privado ha experimentado variaciones importantes.

Las principales aportaciones de este capítulo radican, por una parte, en la aplicación de los contrastes de estacionariedad en este marco de análisis y, por otra, en el examen de las hipótesis de ultrarracionalidad y de ausencia de velo societario utilizando un panel de datos. En Gulley (1990), puede encontrarse un análisis similar, aplicado a datos de la economía estadounidense, mientras que en Argimón (1992) se presentan resultados de un contraste de estacionariedad, referidos a series individuales de ahorro nacional, público y privado, con datos de la OCDE. Aquí se utilizan las series de Contabilidad Nacional que proporciona Eurostat, y que incluye información para once países de la antigua Comunidad (sin Luxemburgo) para el período 1960-1994.

Este capítulo se estructura de la siguiente manera. El segundo epígrafe se propone explicar la metodología empleada para analizar la evolución del conjunto y de los distintos componentes del ahorro nacional en relación con la Renta Nacional. Este análisis permite, no solo caracterizar estadísticamente estas series, sino también contrastar de forma muy primaria la existencia de movimientos compensatorios entre el ahorro familiar, el empresarial y el público. Concretamente, se define el contraste ADF de raíz unitaria, donde la hipótesis nula es la ausencia de estacionariedad, el de cambio de media frente a la alternativa de raíz unitaria y el de integración de orden superior a la unidad como una extensión del ADF. Finalmente, se resume el contraste desarrollado en Leybourne y McCabe (1994), cuya hipótesis nula es la estacionariedad. Seguidamente, en el epígrafe II.3, se presentan los resultados obtenidos, primero, para las series individuales en todos los contrastes, y, después, para las series tratadas como una base de datos de corte longitudinal, exclusivamente para el contraste ADF, siguiendo el trabajo de Levin y Lin (1992). En particular, en este último caso se opta por especificar distintos modelos que se estiman para la realización del *test* y que implican distintos supuestos sobre las relaciones entre los países incluidos en la muestra. Se termina con un conjunto de conclusiones.

## II.2. Metodología

### II.2.1. El contraste ADF de raíz unitaria

Una de las formas de caracterizar una serie, que aquí es de interés por su aplicación al análisis de las hipótesis de comportamiento que se están contrastando, es la de determinar su nivel de integración. Para ello se formula un contraste de raíz unitaria que nos permite conocer cuántas veces debe diferenciarse una serie para ser estacionaria, es decir, que nos permite determinar su orden de integración.

En la medida en que una serie no tenga una raíz unitaria [es decir, sea estacionaria,  $I(0)$ ], si sufre un *shock* que la aleja de su valor medio, volverá a él, tarde o temprano. Sin embargo, si tiene una raíz unitaria [es decir, es integrada de orden 1,  $I(1)$ ], no tiene ninguna tendencia a recuperar estos niveles medios. Si este fuera el caso en el área que nos ocupa, la reducción observada en las tasas de ahorro de los países industrializados sería de carácter permanente. En cambio, si las series fueran estacionarias, cabría esperar que las tasas de ahorro volvieran a aumentar y recuperaran paulatinamente sus valores normales más elevados, que se habían observado en los sesenta.

El primer contraste de raíz unitaria propuesto en este trabajo, el más extendido en el trabajo empírico, es el denominado Dickey-Fuller Aumentado (ADF) [Dickey y Fuller (1979, 1981)] (3). Se formula como una regresión cuya expresión general viene recogida por la ecuación:

$$x_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{t-i} + \epsilon_t \quad t=1 \dots T \quad [II.1]$$

donde  $x_t = x_t - x_{t-1}$ , siendo  $x_t$  la serie en la que se está contrastando la presencia de una raíz unitaria, y  $k$ , el número de retardos necesarios para garantizar que los residuos de la regresión son ruido blanco. Es el *test* de raíz unitaria más simple, que es válido ante la presencia de correlación serial de forma desconocida en los residuos.

La hipótesis nula de que la serie sigue un proceso autorregresivo AR(1) con coeficiente unitario, es decir, que es integrada de orden uno, puede verse como una hipótesis de ausencia de estacionariedad. En la nula,  $\alpha = 0$ , y, por lo tanto, el contraste se reduce a determinar la significatividad estadística de  $\alpha$ . Se podría incluir, asimismo, en el contraste de raíz unitaria una tendencia como regresor, que recogería la posibilidad

---

(3) En Banerjee, Dolado, Galbraith y Hendry (1993), puede encontrarse una revisión y análisis de los principales resultados dentro del área de la no estacionariedad.

de que la serie fuera creciente o decreciente en el tiempo. Sin embargo, en este contexto no parece muy adecuada su inclusión, ya que la tasa de ahorro puede considerarse acotada por la unidad.

Este contraste no tiene una distribución estándar, y, por lo tanto, el estadístico  $t$  que debe emplearse no es el habitual. Para las series individuales, se ha optado aquí por utilizar los valores críticos recogidos en McKinnon (1991), donde se presentan resultados de este contraste para pequeñas muestras y, en concreto, para distintos tamaños muestrales para una única serie.

Los trabajos en el área de raíces unitarias con datos de panel son todavía muy escasos [véanse Levin y Lin (1992), Quah (1993) y Breitung y Meyer (1994)]. Por una parte, los supuestos que posibilitan la aplicación del contraste ADF modificado y propuesto por Breitung y Meyer no resultan muy apropiados para bases de datos en las que la dimensión temporal tiene la misma o mayor orden de magnitud que la dimensión de sección cruzada. En cambio, el análisis desarrollado en Levin y Lin (1992) resulta relevante para paneles de tamaño moderado, es decir, de pocos individuos —entre 10 y 250— y con un número limitado de observaciones temporales —entre 25 y 250—, similar al que se dispone aquí. En el trabajo de Levin y Lin, se presentan, para paneles completos, valores críticos del contraste ADF tradicional de raíz unitaria, obtenidos con métodos de Monte Carlo para determinar las propiedades de muestras finitas (4), tanto para un modelo con constante única como para un modelo con efectos fijos, individuales. Se recogen estos valores para distintos tamaños muestrales, teniendo en cuenta que, al ser datos de panel, los valores críticos del *test* dependen tanto de la dimensión temporal como del número de individuos de la muestra. En el caso de paneles incompletos, todavía no se tienen resultados tabulados, por lo que no es posible aplicarles este contraste.

### *11.2.2. Contraste de cambio de media*

Uno de los principales problemas con los contrastes de raíz unitaria es el de que son muy sensibles al supuesto de que el proceso generador de los datos ha sido estable a lo largo del período muestral. En Perron

---

(4) En Levin y Lin (1992), se desarrollan las propiedades asintóticas de los contrastes de raíz unitaria con datos de panel. Se muestra que en el caso de residuos iid, el estadístico  $t$  de la raíz unitaria converge hacia  $N(0,1)$ . Debido a la presencia de la raíz unitaria, la convergencia tiene lugar más rápidamente si el número de períodos temporales crece, que si el número de individuos crece. En el caso de efectos fijos individuales o de correlación serial en los residuos, el estadístico  $t$  de la raíz unitaria diverge, pero, en ambos casos, una transformación simple del estadístico  $t$  converge hacia  $N(0,1)$ .

(1989), se muestra que la potencia de los contrastes de raíz unitaria se reduce dramáticamente si el nivel y/o la tendencia de una serie se ha modificado exógenamente en algún momento del período muestral. Aunque la serie puede ser verdaderamente estacionaria en cada una de las dos partes de la muestra, podría ser prácticamente imposible rechazar la nula de que se trata de un proceso integrado de orden uno  $I(1)$ .

En Perron (1990), se propone un contraste de raíz unitaria condicional a cambios exógenos en el nivel o en la tendencia. Se puede formular de modo similar al *test* ADF, incluyendo una o algunas variables artificiales (y una tendencia, si se desea) que permitan a la constante (a la tendencia o a ambas) cambiar en un momento dado del tiempo.

La distribución asintótica de estos *test* no es la misma que en el caso anterior. En realidad, el valor crítico depende de las variables artificiales incluidas y en qué momento de la muestra tiene lugar la ruptura. En Perron (1990), puede encontrarse una tabulación de los valores críticos asintóticos para distintos puntos de ruptura.

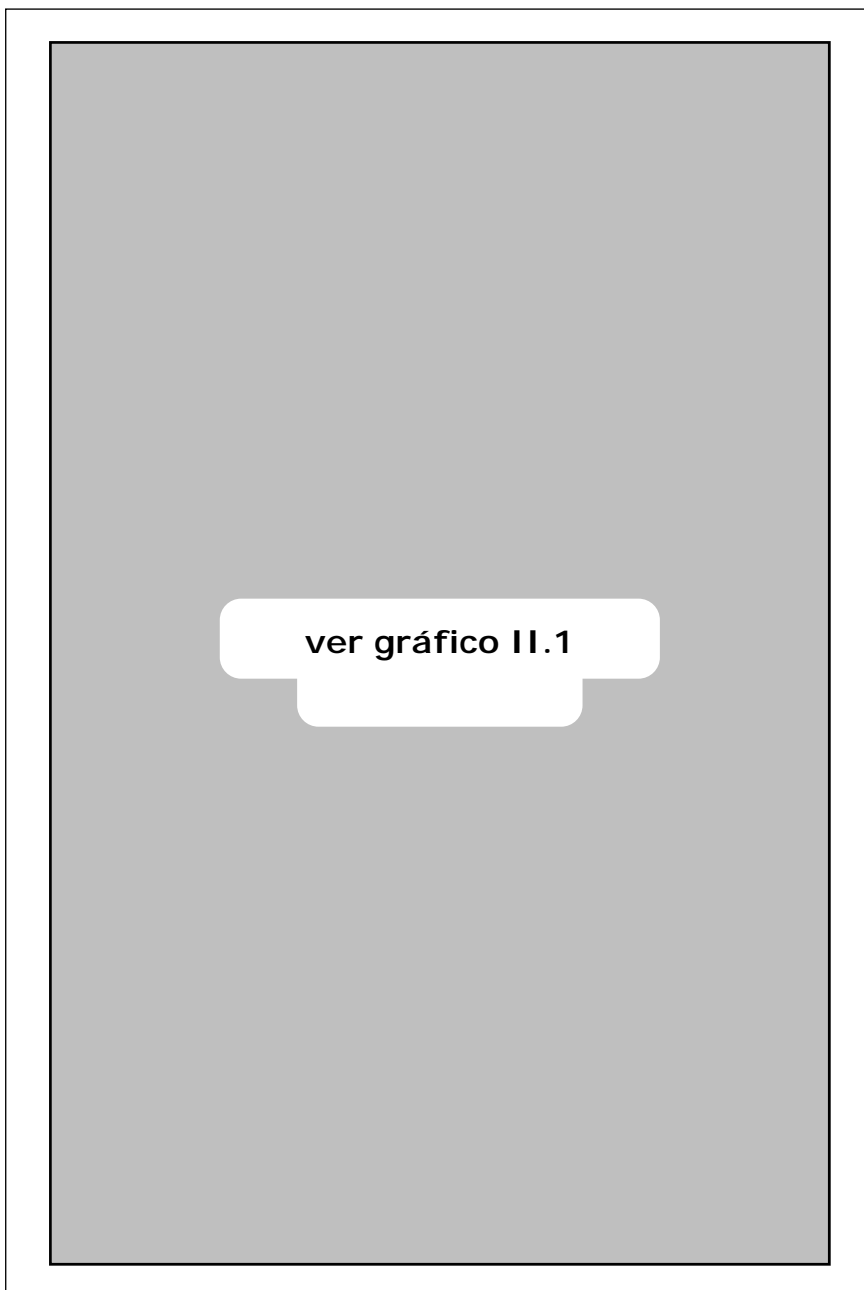
En el gráfico II.1, se recoge la evolución de la tasa de ahorro nacional y sus componentes para los distintos países de la antigua Comunidad de los doce, en el período 1960-1994. De su observación se deduce que las series de ahorro para los distintos países pueden estar caracterizadas por la presencia de dos períodos diferenciados, con tasas más elevadas en el primer período que en el segundo. La existencia de este cambio estructural de carácter exógeno podría justificarse por factores de índole económica, como podría ser la segunda crisis del petróleo o la liberalización de los mercados financieros, o bien por factores institucionales, que aquí no se van a analizar.

El contraste propuesto permitiría determinar si se ha producido un cambio en el nivel medio de la serie en un momento dado del tiempo, que haría factible considerar la existencia de dos períodos, o bien si es más adecuado considerar que se está produciendo una reducción paulatina y persistente en esta variable. En el primer caso, el ahorro de un país se habría estabilizado en este nuevo nivel más reducido, y, en el segundo, cabría esperar que siguiera reduciéndose, o bien que la recuperación iniciada fuera significativa y no permitiera hablar de forma precisa de dos períodos diferenciados.

Por lo tanto, en este caso el contraste se efectuaría de nuevo, a partir de una regresión similar a la que se formula para el *test* ADF, cuya expresión general sería:

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 D + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad i=1 \dots T \quad [II.2]$$

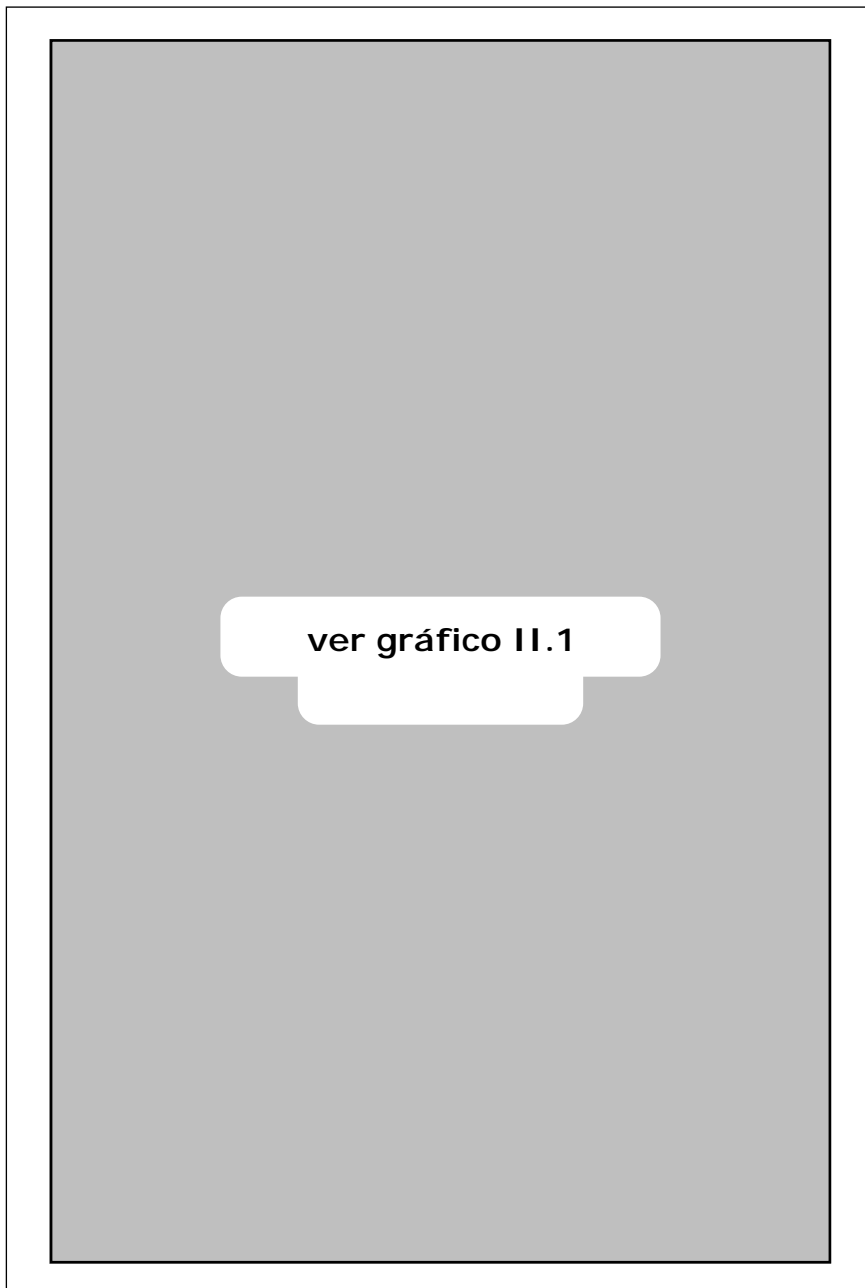
**TASAS DE AHORRO NACIONAL, PRIVADO Y PÚBLICO (a)**



Fuente: Eurostat (1995).

(a) Tasas definidas con respecto a la Renta Nacional Bruta Disponible.

**TASAS DE AHORRO NACIONAL, PRIVADO Y PÚBLICO (a) (continuación)**



Fuente: Eurostat (1995).

(a) Tasas definidas con respecto a la Renta Nacional Bruta Disponible.



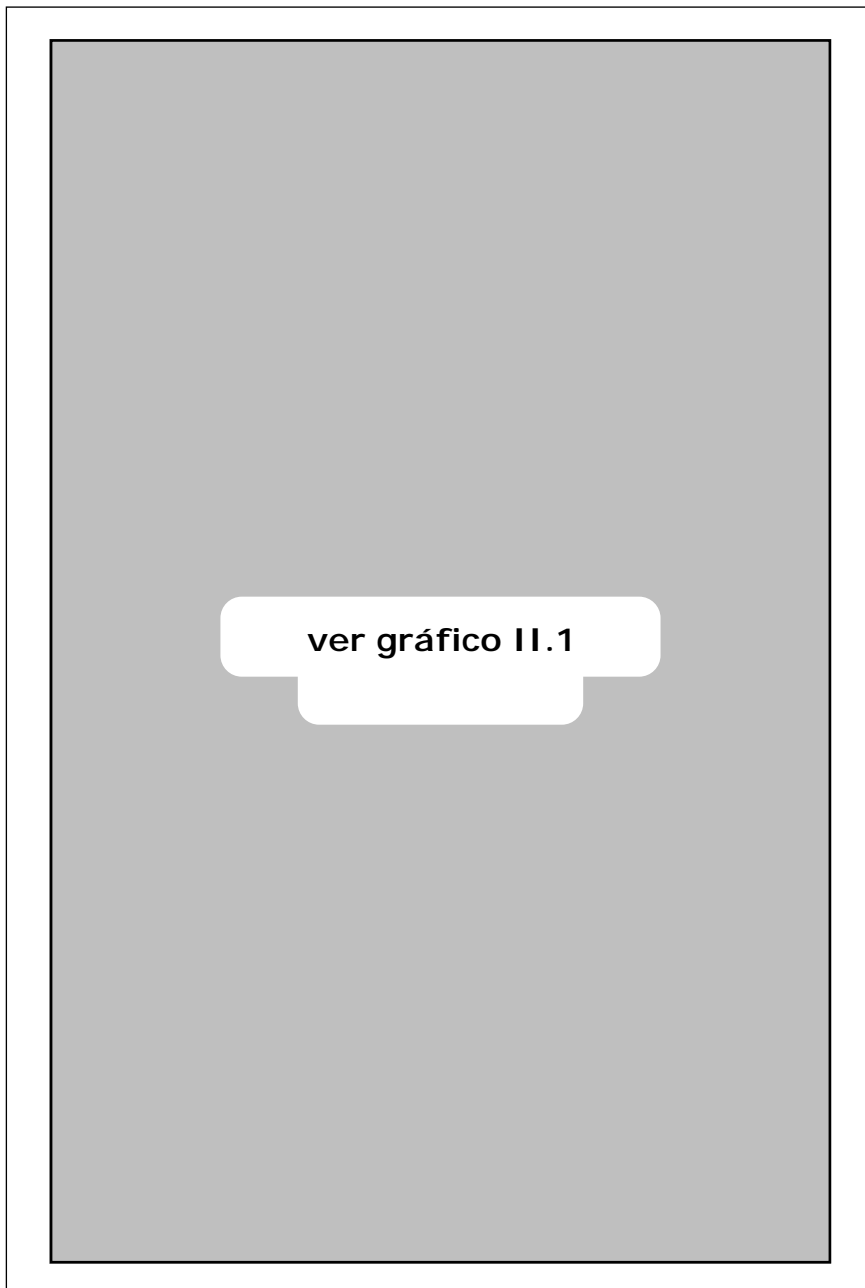
**TASAS DE AHORRO NACIONAL, PRIVADO Y PÚBLICO (a) (continuación)**



Fuente: Eurostat (1995).

(a) Tasas definidas con respecto a la Renta Nacional Bruta Disponible.

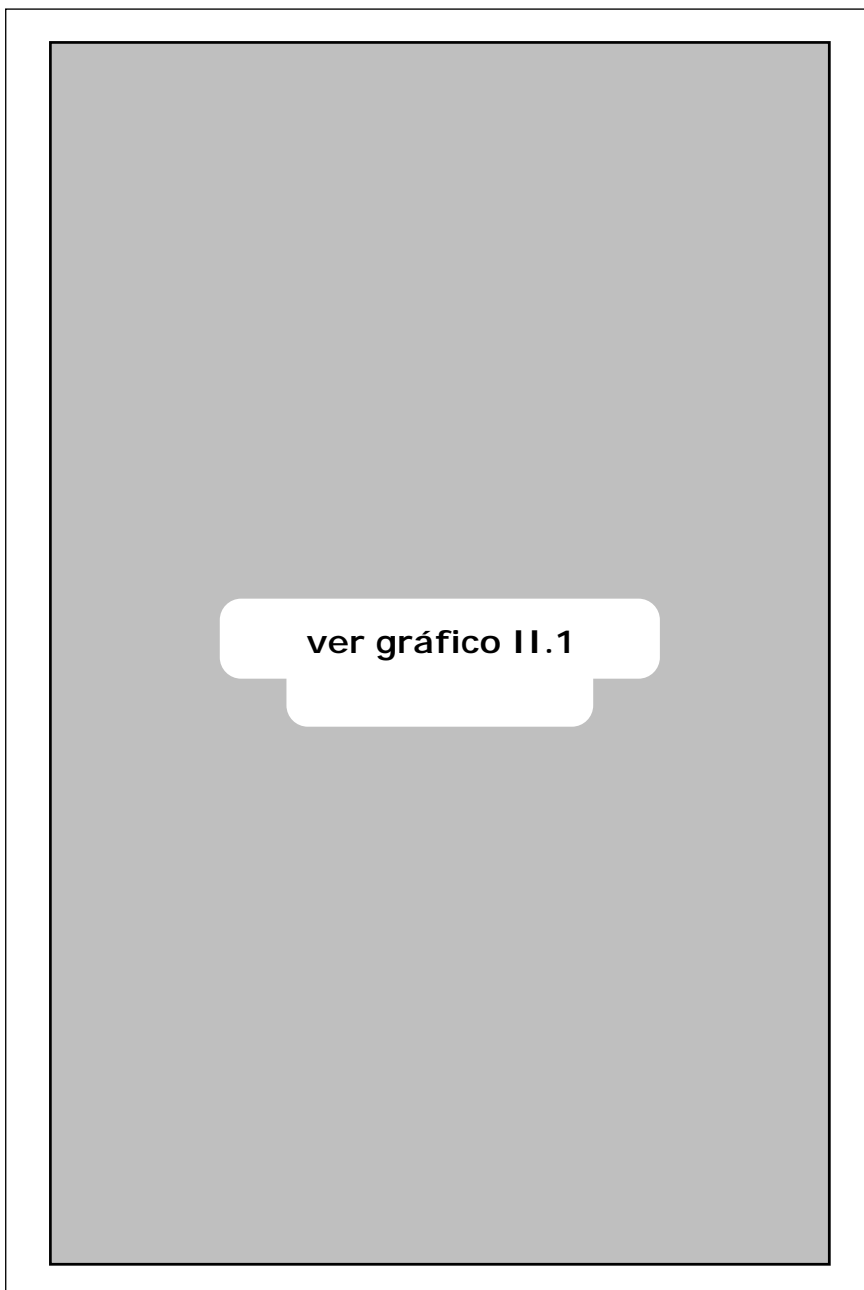
**TASAS DE AHORRO NACIONAL, PRIVADO Y PÚBLICO (a) (continuación)**



Fuente: Eurostat (1995).

(a) Tasas definidas con respecto a la Renta Nacional Bruta Disponible.

**TASAS DE AHORRO NACIONAL, PRIVADO Y PÚBLICO (a) (continuación)**



Fuente: Eurostat (1995).

(a) Tasas definidas con respecto a la Renta Nacional Bruta Disponible.

**TASAS DE AHORRO NACIONAL, PRIVADO Y PÚBLICO (a) (continuación)**

Fuente: Eurostat (1995).

(a) Tasas definidas con respecto a la Renta Nacional Bruta Disponible.

donde, de nuevo,  $k$  es el número de retardos que garantiza que los residuos son ruido blanco y  $D$  es una variable artificial que toma valor 1 para los primeros años de la muestra (el primer período) y valor 0 para los restantes años (el segundo período).

Si no hay cambio de media,  $\alpha_1 = 0$ , de tal manera que, si se puede rechazar que  $\alpha_1 = 0$ ,  $\alpha_0 + \alpha_1$  es la media del primer subperíodo, y  $\alpha_0$ , la media del segundo. La significatividad estadística del coeficiente  $\alpha_1$  determinará el orden de integración de la serie: si no se puede rechazar  $\alpha_1 = 0$ , la tasa de ahorro no es  $I(0)$ , no es estacionaria y deberíamos hablar de tendencia a la baja. Si  $\alpha_1 < 0$ , podríamos hablar de caída y, según que  $\alpha_1$  sea o no significativamente distinto de cero, de dos períodos.

### II.2.3. Contraste de integración de orden superior a la unidad

Si no puede rechazarse la hipótesis nula de que  $\alpha_1 = 0$ , el siguiente paso sería contrastar si  $x_t$  es un proceso integrado de orden superior a la unidad, por lo que debe efectuarse el contraste de raíz unitaria sobre la serie en primeras diferencias. Este contraste se formula de manera idéntica al efectua-

do para determinar si una serie en niveles es estacionaria. En la medida en que se considere que la serie original no tiene deriva, no se incluirá una constante en la regresión. En concreto, deberá estimarse la ecuación:

$$\Delta^2 x_t = \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta^2 x_{t-i} + e_t \quad t=1 \dots T \quad [11.1']$$

donde  $\Delta^2 x_t = x_t - x_{t-1}$ . Si  $\rho = 0$ , la serie es integrada de orden uno. En cambio, si no puede rechazarse la hipótesis de que  $\rho = 0$ , no se habrá logrado caracterizar a la serie y deberá procederse a considerar órdenes superiores de integración. Las series económicas, en su mayoría, o bien son estacionarias, o bien lo es su tasa de crecimiento, y cabe esperar que las tasas de ahorro tengan este comportamiento también. En cualquier caso, la formulación del contraste se efectuaría de modo idéntico a como se ha hecho para la integración de orden uno.

#### 11.2.4. Un contraste alternativo de la hipótesis de estacionariedad

Con el objetivo de evaluar la robustez de los resultados que pueden obtenerse con el *test* ADF para las series individuales, se propone realizar un contraste adicional desarrollado en Leybourne y McCabe (1994). La principal diferencia con el anterior *test* es la de que la hipótesis nula es la estacionariedad, y la alternativa, la presencia de una raíz unitaria.

Este contraste se caracteriza porque describe las series económicas como ARMA (p,1), es decir, permitiendo no solo la existencia de un proceso autorregresivo, sino también la inclusión de una media móvil de orden uno. Tal inclusión se justifica, ya que ha venido señalándose que el contraste ADF tiende a rechazar la nula de no estacionariedad, cuando las series contienen un importante componente de media móvil [Molinas (1986)].

El modelo subyacente en este contraste supone que la serie  $x_t$  puede descomponerse en una parte autorregresiva, en un residuo estacionario y en uno no estacionario. Si la varianza del último de estos componentes es cero, se dice que  $x_t$  es estacionaria (5).

---

(5) Para contrastar la estacionariedad de la serie  $x_t$ ,

a) Se estima el siguiente modelo ARIMA (p,1,1) bajo máxima verosimilitud

$$x_t = \sum_{i=1}^p \phi_i x_{t-i} + \epsilon_t - \theta \epsilon_{t-1}$$

b) Se construye la nueva serie  $x_t^*$  a partir de los coeficientes  $\phi_i^*$  estimados:

$$x_t^* = x_t - \sum_{i=1}^p \phi_i^* x_{t-i}$$

En cualquier caso, el hecho de rechazar el supuesto de que una serie de ahorro nacional (privado) es  $I(0)$  solo puede tomarse como evidencia parcial de que la sustitución uno a uno entre ahorro público y privado (ahorro de las familias y de las empresas) no se produce. Por otra parte, el hecho de que la serie de ahorro nacional (privado) sea estacionaria puede ser consecuencia de que lo sean tanto la serie de ahorro público como la de privado (la de familias y la de empresas), o bien porque ambas series, no siendo estacionarias, estén cointegradas; es decir, exista una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas. Dado que los resultados obtenidos no hacen necesario realizar este tipo de análisis, no se van a abordar estas cuestiones aquí (6).

La determinación del orden de integración de las distintas series de ahorro constituye una forma meramente exploratoria y preliminar de contrastar estas hipótesis complejas de comportamiento, tanto por lo que se refiere a la hipótesis de ultrarracionalidad como por lo que respecta a la presencia o ausencia de velo societario. Por lo tanto, los resultados deben tomarse con mucha cautela, y más teniendo en cuenta que las series disponibles son relativamente cortas (7).

### II.3. Resultados empíricos

En este epígrafe, se presentan los resultados empíricos obtenidos a partir de la aplicación de la metodología que se ha descrito en el epígrafe anterior. Ante todo, debe señalarse que se presentan dos tipos de resultados: los obtenidos con series individuales y los obtenidos con paneles

- 
- c) Se obtienen los residuos de la estimación minimocuadrática de  $x_t^*$  sobre una constante :

$$\hat{\epsilon}_t = x_t^* - \hat{x}_t$$

- d) Se construye el siguiente estadístico:

$$\hat{s} = \frac{1}{T} \frac{\sum_{i,j} \hat{\epsilon}_i \hat{\epsilon}_j}{\sum_{i,j} \hat{\epsilon}_i^2}$$

donde  $[V]_{ij} = \min[i,j]$  y  $T$  es el número de observaciones.

Los valores críticos asintóticos están tabulados en Kiwatkowski *et al.* (1992). Si  $\hat{s} < s^*$ , donde  $s^*$  es el valor crítico, no se puede rechazar la hipótesis nula de que  $x_t$  es una serie estacionaria [véase Sturm y de Haan (1995)].

(6) En Banerjee *et al.* (1993), puede encontrarse una revisión del concepto de cointegración y de sus principales implicaciones.

(7) Debe subrayarse el hecho de que los valores críticos utilizados en el contraste ADF proceden de los trabajos de McKinnon (1991) y Levin y Lin (1992), que los calculan para el reducido tamaño muestral que aquí se utiliza, tanto en las series individuales como en el panel completo. En cambio, los valores para el contraste de cambio de media, así como para el de estacionariedad de Leybourne y McCabe, son asintóticos.

completos, donde el número de observaciones temporales es el mismo para todos y cada uno de los países. Estos distintos enfoques pueden constituir un contraste sobre la robustez de los resultados.

### *II.3.1. Datos*

Las series disponibles provienen de la Contabilidad Nacional de los distintos países de la Unión, que recoge la Comisión Económica Europea y que difunde Eurostat a través de CRONOS (8).

La información disponible sobre cada país para la realización de estos contrastes, tanto en cuanto a período muestral como en cuanto a nivel de desagregación por sectores, se resume en el cuadro II.1 y se presenta detallada en los cuadros del apéndice I de datos y en el gráfico II.1.

Se ha venido discutiendo ampliamente en la literatura la necesidad de depurar los datos ofrecidos por la Contabilidad Nacional, ya que se considera que este criterio de contabilización no refleja adecuadamente el concepto de ahorro relevante [Blades y Sturm (1982), Summers y Carroll (1987), Modigliani (1990)]. En concreto, se propone que se analicen los datos netos y no los brutos, especialmente porque la participación de la depreciación en el producto ha crecido de forma importante en los últimos años, debido seguramente al desplazamiento en la composición del capital hacia inversiones de plazo más corto. Esta defensa de los datos en términos netos se realiza a pesar de los errores que, con gran probabilidad, se producen en el cálculo de la depreciación. Asimismo, se ha venido abogando por una corrección de los efectos de la inflación sobre la composición del ahorro, y concretamente sobre su distribución entre sector público y privado. Como quiera que el sector privado en su conjunto es acreedor neto del sector público, se propone que los datos de ahorro del conjunto de Administraciones Públicas se corrijan, añadién-

---

(8) En concreto, las series de Contabilidad Nacional utilizadas a lo largo del trabajo incluyen el desglose de las cuentas nacionales por sectores institucionales y las cuentas de las Administraciones Públicas. Las Cuentas Nacionales con metodología SEC y detalladas por sectores pueden encontrarse en soporte de papel en Eurostat (1992) para el período 1970-1988.

Las series desde 1960 de Contabilidad Nacional con metodología SEC/ESA están disponibles exclusivamente para las principales macromagnitudes, y no para todos los países de la Unión, ni con el mismo nivel de desagregación entre ellos, y llegan hasta 1994, en soporte informático. La OCDE también proporciona series largas para estas variables para cada uno de sus países miembros [véase Ricardo (1993) para una recopilación de los mismos para el período 1960-1991 para los países de la antigua Comunidad de los doce], pero no presenta una desagregación por sectores. En la medida en que el análisis estructural, desarrollado en los siguientes capítulos, requiere disponer de información detallada para las familias, empresas y sector público, parece más adecuado utilizar una base de datos única, en la que pueda integrarse este enfoque más estadístico con el enfoque más estructural, lo que implica limitarse a usar las series desde 1970, proporcionadas por Eurostat.

## INFORMACIÓN DISPONIBLE POR SECTORES (a)

	<i>Nacional</i>	<i>Público/privado</i>	<i>Familias/ empresas</i>
República Federal de Alemania.....	1960-1994	1960-1994	1970-1994
Francia.....	1960-1994	1960-1994	1970-1994
Italia.....	1960-1994	1960-1994	1970-1994
Países Bajos.....	1960-1994	1960-1994	1970-1994
Bélgica.....	1960-1994	1960-1994	1970-1994
Reino Unido.....	1960-1994	1960-1994	1970-1994
Irlanda.....	1960-1994	1960-1994	ND
Dinamarca.....	1960-1994	1960-1994	1981-1992
Grecia.....	1960-1994	1960-1994	ND
Portugal.....	1960-1994	1960-1994	ND
España.....	1960-1994	1970-1994	1980-1994
NÚMERO DE OBSERVACIONES:			
<b>Total.....</b>	<b>385</b>	<b>375</b>	<b>177</b>
<b>Panel completo 1960-1994.....</b>	<b>385</b>	<b>350</b>	<b>150</b>

(a) Los períodos en cursiva son los incompletos.  
ND: No disponible.

doles el valor de la tasa de inflación multiplicada por la deuda en manos privadas [Modigliani (1990)], y que ese mismo valor se deduzca del ahorro del sector privado. Asimismo, se ha señalado la necesidad de corregir las cifras oficiales de ahorro por las ganancias y pérdidas de capital, por el consumo de bienes de consumo duradero, por el volumen de cotizaciones a la Seguridad Social y por los planes de pensiones [Summers y Carroll (1987)].

En este trabajo, no se tienen en cuenta estas posibles correcciones y se utilizan exclusivamente las definiciones que la Contabilidad Nacional ofrece del ahorro de cada sector. Asimismo, solo se consideran estas variables en términos brutos, ya que el interés no está centrado en el nivel, sino en las relaciones que existen entre ellas, y especialmente en el papel que el sector público puede desempeñar en su evolución.

Una somera presentación de los datos disponibles, en la que figuran las principales características estadísticas de las distintas series, puede ayudar a dibujar los grandes rasgos que definen la evolución del ahorro en los países considerados.

En el cuadro II.2, se presentan las medias y los coeficientes de variación (desviación estándar/media) del ahorro nacional bruto y sus componentes en relación con la Renta Nacional Bruta Disponible (RNBD) para el período 1960-1994, en los once países de la Unión para los que se



**ESTABILIDAD DEL AHORRO NACIONAL Y SUS COMPONENTES EN RELACIÓN CON LA RENTA NACIONAL BRUTA DISPONIBLE  
(1970-1990)**

<i>Ahorro</i>	<i>Media</i>	<i>CV</i>	<i>Media</i>	<i>CV</i>	<i>Media</i>	<i>CV</i>	<i>Media</i>	<i>CV</i>	<i>Media</i>	<i>CV</i>	<i>Media</i>	<i>CV</i>
	<i>República Federal de Alemania</i>		<i>Francia</i>		<i>Italia</i>		<i>Países Bajos</i>		<i>Bélgica</i>		<i>Reino Unido</i>	
<b>1960-1994</b>												
Nacional. ....	24,78	0,11	23,61	0,13	24,34	0,14	25,14	0,10	21,05	0,16	17,50	0,12
<i>Privado</i> .....	21,15	0,06	21,00	0,07	27,74	0,06	23,27	0,08	22,95	0,08	16,41	0,12
<i>Público</i> .....	3,63	0,66	2,61	0,73	-3,40	1,01	1,87	1,24	-1,90	1,72	1,07	2,52
COVA.....	—	0,00	—	0,01	—	-0,01	—	-0,01	—	-1,54	—	-0,02
<b>1970-1994</b>												
Privado.....	21,07	0,06	20,56	0,08	28,12	0,07	23,13	0,09	23,64	0,07	16,49	0,13
Familias.....	8,58	0,08	11,56	0,20	20,10	0,11	10,31	0,14	14,59	0,12	6,46	0,22
Empresas.....	12,48	0,11	9,00	0,18	8,02	0,28	12,82	0,08	9,05	0,20	10,03	0,19
	<i>Dinamarca</i>		<i>Irlanda</i>		<i>Grecia</i>		<i>Portugal</i>		<i>España</i>			
<b>1960-1994</b>												
Nacional.....	19,71	0,18	18,15	0,12	22,51	0,23	22,74	0,20	22,44	0,13		
<i>Privado</i> .....	16,43	0,15	20,06	0,15	23,92	0,18	22,83	0,18	21,13	0,08		
<i>Público</i> .....	3,28	1,20	-1,92	1,59	-1,41	3,54	-0,09	36,49	1,31	1,50		
COVA.....	—	-0,02	—	-0,04	—	-0,03	—	-0,01	—	0,01		

Fuente: Elaboración propia, a partir de los datos de Eurostat (1995) (ver apéndice I de datos).

CV = Coeficiente de variación = desviación estándar/media.

$$COVA = CV_{sp+sg}^2 - \left[ \left( \frac{\overline{sp}}{sp+sg} \right)^2 CV_{sp}^2 + \left( \frac{\overline{sg}}{sp+sg} \right)^2 CV_{sg}^2 \right] \text{ donde } sp \text{ y } sg \text{ son el ahorro privado y el público, respectivamente, y } \overline{x} = \frac{\sum^n x}{n}$$

dispone de información desagregada entre sector público y privado para este conjunto de años (la antigua Comunidad de los doce, excepto Luxemburgo). Una comparación entre los coeficientes de variación de las series agregadas (ahorro nacional y privado) frente a los de las desagregadas (privado y público, por un lado, y familias y empresarial, por otro) puede constituir una primera aproximación a la cuestión de la sustituibilidad entre los componentes del ahorro.

Estos estadísticos señalan una menor estabilidad en el agregado nacional que en el ahorro privado —con la excepción de Irlanda, donde el ahorro nacional presenta un coeficiente de variación menor que el del componente privado—, pero mayor que en el componente público. En la mayoría de los casos, el cuadrado del coeficiente de variación del agregado nacional es inferior a la suma ponderada del cuadrado de los coeficientes correspondientes del sector público y del sector privado —diferencia que se recoge bajo la fila donde figura la expresión COVA, por ser una aproximación a la covarianza—, lo que puede reflejar que se produce cierta compensación entre ambos componentes (9). Asimismo, se observa que, para los siete países para los que se dispone de información, el coeficiente de variación del ahorro privado es inferior al del ahorro de las familias y de las empresas, lo que refleja una mayor estabilidad en el agregado del sector privado que en el de sus componentes, que puede ser debido a la existencia de movimientos compensatorios entre ambos sectores. El agregado del sector privado aparece como el más estable en todos los países y, en cualquier caso, presenta un menor grado de dispersión que sus componentes familiar y empresarial. Asimismo, del cuadro se desprende que el ahorro empresarial y el familiar presentan unos coeficientes de variación relativamente similares, lo que puede reflejar que no es ninguno de estos sectores en especial el que debe considerarse principal inductor de los cambios observados en el ahorro privado.

Por tanto, de estos estadísticos cabría inferir, por una parte, que, dado que el ahorro nacional es más inestable que el privado (aunque

---

(9) Cabe señalar que, si  $cv_{x+y}$  y  $\overline{x+y}$  son el coeficiente de variación y la media de  $x+y$ , respectivamente:

$$\begin{aligned}
 cv_{x+y}^2 &= \frac{\text{var}(x+y)}{(\overline{x+y})^2} = \frac{\text{var}(x) + \text{var}(y) + 2\text{cov}(x, y)}{[\overline{x} + (1 - )\overline{y}]^2} = \\
 &= \frac{\text{var}(x)}{\overline{x}^2} \cdot \frac{\overline{x}^2}{[\overline{x} + (1 - )\overline{y}]^2} + \frac{\text{var}(y)}{\overline{y}^2} \cdot \frac{\overline{y}^2}{[\overline{x} + (1 - )\overline{y}]^2} + \frac{2\text{cov}(x, y)}{[\overline{x} + (1 - )\overline{y}]^2} = \\
 &= cv_x^2 \frac{\overline{x}^2}{(\overline{x+y})^2} + cv_y^2 \frac{\overline{y}^2}{(\overline{x+y})^2} + \frac{2\text{cov}(x, y)}{(\overline{x+y})^2}
 \end{aligned}$$

mucho menos que el público), no parece que se pueda satisfacer la hipótesis de ultrarracionalidad en sentido absoluto. Las variaciones en el ahorro privado y en el público no parece que se compensen completamente la una a la otra, sino solo parcialmente, ya que parte de la variabilidad del sector público no es absorbida por el sector privado y se traslada así al agregado, por lo que puede hablarse de cierta respuesta. En cambio, dado que, en los siete casos posibles, los componentes familiar y empresarial del ahorro en relación con la renta nacional son menos estables que esta *ratio* del sector privado en su conjunto, parece que hay movimientos compensatorios entre ellos. Puede deducirse, por tanto, que empresas y familias toman sus decisiones de ahorro de forma conjunta, de manera que reducen la variabilidad del agregado, como si rasgaran el velo societario, y, en cambio, se hace más difícil afirmar algo parecido en relación con la actuación del sector público.

### II.3.2. Series individuales

En el cuadro II.3, se resumen los principales resultados de los contrastes de raíz unitaria obtenidos con las series individuales, definidas como ahorro bruto, en relación, todas ellas, con la Renta Nacional Bruta Disponible (10). El análisis se ha efectuado de forma secuencial, empezando por contrastar si las series son integradas, siendo la alternativa la estacionariedad en torno a una única media. Si no se rechaza esta hipótesis bajo el *test* ADF, se pasa a contrastar si son estacionarias en torno a dos medias, eligiendo como años de ruptura 1980 y 1981, ya que en estos años se concentra la mayor parte de los cambios sufridos por las economías europeas. Por último, se contrasta si la serie es integrada de orden uno frente a orden dos. Esta forma de proceder, aunque puede favorecer la elección de la hipótesis de estacionariedad en torno a una o dos medias frente a la de integración de orden uno (o superior a la unidad), parece adecuada, dado el pequeño tamaño muestral del que se dispone.

En las columnas impares, se presentan los resultados obtenidos bajo el *test* ADF, y en las pares, los obtenidos bajo el contraste de Leybourne y McCabe. En el cuadro, E indica que la serie es estacionaria (integrada de orden 0,  $I(0)$ ), E [xx], que es estacionaria en torno a dos medias, siendo xx el año de ruptura y l que es integrada de orden uno,  $I(1)$ . Cabe señalar que las diferencias de resultados entre ambos enfoques no son muchas, sobre todo si se tiene en cuenta que el contraste de Leybourne

---

(10) Los resultados econométricos detallados se presentan en los cuadros A.1 a A.3, que se ofrecen como anejo a este capítulo.

**ESTACIONARIEDAD SERIES DE AHORRO EN RELACIÓN  
CON RENTA NACIONAL (1960-1994)**

	SB/RNBD		SP/RNBD		SG/RNBD	
	ADF/cambio de media (1)	Leybourne y McCabe (2)	ADF/cambio de media (3)	Leybourne y McCabe (4)	ADF/cambio de media (5)	Leybourne y McCabe (6)
República Federal de Alemania.....	I	I	I	E	I	I
Francia .....	E[1980]	I	E[1980]	I	I	I
Italia.....	E[1980]	I	I	I	I	I
Países Bajos .....	I	I	E[1981]	E	I	I
Bélgica .....	I	I	I	I	I	I
Reino Unido .....	E[1980]	I	E	E	I	I
Irlanda .....	I	E	E	E	I	I
Dinamarca .....	I	I	E	E	E[1980]	I
Grecia .....	E[1981]	I	E	E	E[1980]	I
Portugal.....	E	E	E	E	I	I
España (a) [1970-1994] .....	I	I	E[1980]	E	I	I

(a) No se dispone de datos para el período completo para alguna de (o todas) las series (ver cuadro II.1 para información detallada).

SB: Ahorro nacional bruto. SP: Ahorro privado bruto. SG: Ahorro público bruto. RNBD: Renta Nacional Bruta Disponible.

E: Serie estacionaria, i.e. integrada de orden cero  $I(0)$ . E[xx]: Serie estacionaria en torno a dos medias, siendo xx el año de ruptura. I: Serie integrada de orden uno  $I(1)$ .

y McCabe es de estacionariedad en torno a una única media, y, por lo tanto, las series con dos medias se clasifican como  $I(1)$  bajo este criterio.

Se observa (columnas 1 y 2) que se ha encontrado evidencia, bajo alguno de los dos contrastes efectuados, de estacionariedad en torno a una única media en las series de ahorro nacional de Irlanda y Portugal. Las tasas de ahorro nacional de Francia, Italia, Reino Unido y Grecia, por su parte, se muestran como estacionarias en torno a dos medias (con el año de ruptura en 1980 para los tres primeros, y 1981 en Grecia). Para el resto de países, las series son integradas de orden uno. Los casos de los países que parecen inclinarse por una estabilidad en torno a dos niveles distintos no responden, en el ahorro nacional, a la idea de constancia en el tiempo que podría adscribirse a la versión más fuerte de la hipótesis de ultrarracionalidad. Sin embargo, si este cambio de nivel que se observa en la serie estuviera explicado por factores externos, que hubieran afectado a todos los componentes (privado y público) y en la misma dirección, pero no a las relaciones de dependencia que existen entre ellas, se podría estar satisfaciendo la hipótesis de sustitución perfecta.

Por lo que respecta a las series de ahorro privado (columnas 3 y 4), parece que los resultados difieren sensiblemente de los obtenidos para el ahorro nacional. En concreto, en ocho de los once países analizados se encuentra evidencia de estacionariedad en torno a una única media, y en otro (Francia), en torno a dos, por lo que la Comunidad de los once puede verse como un conjunto de países con tasas de ahorro privado relativamente estables. Por otra parte, debe tenerse en cuenta que la serie española tiene solo veinticinco datos, por lo que los resultados deben tomarse con cierta cautela, y sobre todo en la medida en que los obtenidos bajo el contraste ADF entran en contradicción con las conclusiones alcanzadas bajo el contraste de Leybourne y McCabe (como también ocurre en el caso de los Países Bajos). Por su parte, Italia y Bélgica muestran de forma clara que su ahorro privado no es estable.

Las columnas 5 y 6 presentan los resultados obtenidos sobre el orden de integración de las series de ahorro público en relación con la RNBD. Tal como se observa, en casi ningún país se muestra como estacionaria esta serie, resultado nada sorprendente si se tienen en cuenta los importantes déficit públicos alcanzados por los países de la Comunidad en este período. Las únicas excepciones son Dinamarca y Grecia, para las que se encuentra evidencia de estacionariedad en torno a dos medias.

En resumen, los resultados de estacionariedad en torno a una única media de las series de ahorro nacional de Portugal e Irlanda, y en torno a dos medias de Francia, Italia, Reino Unido y Grecia, parecen indicar la satisfacción de la hipótesis de ultrarracionalidad en estos países (de forma clara en los dos primeros, y más discutible en los cuatro restantes). A pesar de los cambios producidos en las participaciones relativas del sector público y del sector privado en la renta nacional, que han comportado oscilaciones significativas a lo largo de este período, los agentes económicos del sector privado parecen haber adoptado sus decisiones de ahorro teniendo en cuenta las del sector público. Puede argumentarse que en estos países existe un nivel de ahorro deseable por estos agentes, que actúan de forma que sea posible alcanzarlo, tanto a partir de su voto, que incide sobre lo que ocurre en el sector público, como a partir de sus decisiones como empresarios y consumidores. En cambio, en el resto de países (República Federal de Alemania, Países Bajos, Bélgica, Dinamarca y España), la ausencia de estacionariedad observada en las series de ahorro nacional parece reflejar que los consumidores no se comportan siguiendo los postulados de la hipótesis de ultrarracionalidad. En estos países, las decisiones de ahorro adoptadas por el sector privado en su conjunto no parecen compensar de forma total los cambios que se producen en el ahorro del sector público. La metodología empleada solo permite determinar si los cambios en el sector público se contraponen,

uno a uno, con cambios en el sector privado. El rechazo de esta hipótesis de comportamiento no presupone la ausencia total de movimientos compensatorios entre ambos sectores, pero, para determinar si estos se producen, se hace necesario abordar esta cuestión con una perspectiva distinta.

Asimismo, con los resultados obtenidos bajo este enfoque, la hipótesis de que las familias rasgan el velo societario parece que es admisible para un conjunto amplio de países: República Federal de Alemania, Países Bajos, Reino Unido, Irlanda, Dinamarca, Grecia, Portugal y España satisfacen la ley de Denison, al mantener constante la relación entre ahorro privado y renta nacional (11). Aunque la tasa de ahorro del sector privado de Francia se muestra también como estable, su nivel ha cambiado y, por lo tanto, no es tan inmediata la interpretación de este resultado dentro del marco de esta hipótesis de comportamiento.

En realidad, el hecho de que no pueda rechazarse la hipótesis de ausencia de estacionariedad en las series de ahorro público, bajo el contraste ADF, excepto para Dinamarca y Grecia (y deba rechazarse la hipótesis de estacionariedad, bajo el contraste propuesto por Laybourne y McCabe en todos los casos), puede tomarse como evidencia de que el sector público no tiene un nivel de ahorro al que tiende en el largo plazo, y que en este sentido podría considerarse como el deseado por este sector. En cambio, la estabilidad encontrada en el ahorro del sector privado en estos países parece reflejar el deseo de alcanzar un determinado nivel de ahorro por parte de los agentes privados en relación con el potencial productivo del país, independientemente de que sean las familias o las empresas las que efectivamente realicen este ahorro.

En conclusión, parece que los consumidores de Portugal e Irlanda no solo rasgan el velo societario, sino que responden a la hipótesis de ultrarracionalidad en su comportamiento. Francia, Reino Unido y Grecia parecen responder de forma similar, aun teniendo en cuenta que en 1980-1981 se produjeron unos cambios que llevaron a reconsiderar la tasa de ahorro nacional deseada. En Italia también tuvo lugar un cambio en su tasa de ahorro nacional deseada, pero no parece que sus consumidores rasguen el velo societario, al contrario de lo que parece ocurrir en Dinamarca. Por lo tanto, cabe pensar que el ahorro del sector empresarial es relevante para la adopción de decisiones de ahorro del sector familias en todos los países de la Unión analizados, excepto en Italia y en Bélgica, y

---

(11) Estos resultados contrastan con los de Glennon (1985), donde, tras aplicar un *test* de Chow a los periodos 1970-1976 y 1977-1982, concluye que Francia es estable, y Gran Bretaña y la República Federal de Alemania no lo son. Las diferencias metodológicas y los distintos periodos pueden explicar estas discrepancias.

el del sector público también parece incidir sobre los consumidores de Francia, Italia, Reino Unido, Grecia, Irlanda y Portugal.

### *II.3.3. Panel completo*

La combinación de series temporales con datos de sección cruzada empieza a ser muy común en el análisis empírico, ya que este conjunto de información puede proporcionar una visión sobre el funcionamiento de la economía que sería difícil de obtener de otra manera. La modelización en este marco de trabajo requiere unas especificaciones estocásticas distintas y unas técnicas de análisis diferentes de las utilizadas habitualmente.

Los resultados presentados hasta aquí han postulado que el análisis del comportamiento de las distintas series de ahorro de los diferentes países debía efectuarse según el supuesto de que los coeficientes que deben estimarse son característicos de cada país, e independientes entre sí. Las ventajas de tal enfoque son obvias, pues considera las diferencias individuales explícitamente y permite contrastar, si se desea, la existencia de patrones comunes de comportamiento. Sin embargo, también presenta una serie de inconvenientes, que se derivan, sobre todo, del hecho de que tenga que estimarse un gran número de coeficientes.

En Levin y Lin (1992), se presenta un análisis de las propiedades del contraste de raíz unitaria aplicado a un panel de datos. Contiene unas tablas de valores críticos del estadístico  $t$  para distintos tamaños muestrales, tanto en el sentido longitudinal como en el temporal para paneles completos. La aplicación de este contraste al panel de países de la Comunidad permitirá dilucidar si las series consideradas son estacionarias o bien son integradas de orden uno en su conjunto, es decir, si el panel es o no estacionario.

El conjunto de datos que se han de considerar estará compuesto por aquellos países para los que se dispone de series para el período completo, lo que implica no incluir España. Se contrastará únicamente si el panel completo es estacionario o integrado de orden uno, y no se realizará un análisis de existencia de dos niveles en la serie (esto último, por falta de valores críticos adecuados).

Una primera aproximación a este enfoque integrado sería la formulación de un modelo de sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE), que permite considerar la posibilidad de que algunos factores no observables (incluidos en el término de error) afecten a todos (o parte de) los países al mismo tiempo, lo que daría lugar a la presencia de una covarianza contemporánea no nula, entre las perturbaciones de dos



países distintos. Formalmente, y de forma general para el país  $i$  en el tiempo  $t$ , se tiene

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_K x_{Ki} + u_{it} = \alpha_i + \beta' x_{i-1t} + u_{it} \quad [11.3]$$

donde  $x_{i-1t}$  es el vector de las  $K - 1$  variables exógenas;  $\beta_i$  es el vector columna de  $K - 1$  coeficientes de regresión, y  $\alpha_i$  es el término constante. Con el modelo de regresión individual, como el utilizado para obtener los resultados presentados en el cuadro 11.3, se supone que

$$u_{it} \text{ iid } (0, \sigma^2)$$

En cambio, con SURE, las hipótesis sobre las perturbaciones son

$$E(u_{it}) = 0 \quad \forall i, t$$

$$E(u_{it} u_{js}) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{si } i = j \text{ y } t = s \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

pudiéndose también especificar una forma más restringida, que vendría implicada por  $\alpha_i = \alpha_1 - 2i = -2i$ .

Por lo tanto, este modelo tiene en cuenta, simultáneamente, los efectos individuales específicos y la posibilidad de existencia de interdependencia contemporánea entre los distintos países. Dado que la evolución de las economías de los distintos países está interrelacionada, parece razonable suponer que existe esta correlación.

El modelo SURE, por tanto, proporciona estimadores más eficientes, aunque pueden no ser consistentes si existe simultaneidad. La utilización de SURE para el análisis de estacionariedad plantea el problema de que se desconoce su distribución, lo que impide disponer de valores críticos utilizables (12).

En cambio, si se dispone de valores críticos tabulados para un modelo restringido y uno de efectos fijos específicos de país [Levin y Lin (1992)].

El modelo restringido implica la hipótesis más simple, aunque poco plausible, de que el comportamiento es uniforme para todos los países y

---

(12) Los resultados obtenidos bajo la especificación SURE, cuando se permite que todos los coeficientes varíen para cada país, tienden a decantarse por considerar a la mayoría de series como estacionarias, si se adoptan los valores críticos del contraste de McKinnon para series individuales. Asimismo, cuando se imponen restricciones de igualdad en los coeficientes, el estadístico  $t$  del retardo tiende a indicar el rechazo de la nula de ausencia de estacionariedad.

para todo el tiempo, y que las observaciones son homogéneas, en el sentido de que están sacadas de la misma población. Formalmente, y siguiendo la notación de la ecuación [II.3], el modelo supone que

$$\begin{aligned} \alpha_i &= \alpha_1, \quad \alpha_{-2i} = \alpha_{-2} \\ u_{it} &\text{ iid}(0, \sigma^2) \end{aligned}$$

por lo que se estiman únicamente K coeficientes.

En cambio, el modelo de efectos fijos específicos de país tiene en cuenta la heterogeneidad de las observaciones a partir de permitir que exista un efecto país genérico (fijo), mientras que los coeficientes de reacción son idénticos para todos los países. Por ello, se incluye una constante distinta para cada individuo. Formalmente,

$$\alpha_{-2i} = \alpha_{-2}$$

La consideración de estas diferencias individuales puede hacerse de forma equivalente utilizando un estimador intragrupos (*within*). Con este modelo, los estimadores serán consistentes, aun cuando los efectos individuales estén correlacionados con los demás regresores, característica que no es de aplicación a un modelo de efectos aleatorios, como puede ser SURE [véanse Arellano (1992) y Arellano y Bover (1990)] para una discusión sobre estas relaciones (13). El contraste sobre la validez del modelo restringido frente al de efectos fijos se formula como un *test* F (14).

En el cuadro II.4, se resumen los principales resultados obtenidos, cuyo detalle se recoge en el cuadro A.4 del anejo a este capítulo. En la

---

(13) Un modelo de efectos fijos puede verse como aquel en el que se supone que la heterogeneidad individual puede ser recogida como diferencias en el término constante. El estimador intragrupos que se utiliza puede interpretarse, o bien como una regresión en la que se incluyen variables ficticias, o bien como una regresión en la que las distintas variables se definen como desviaciones respecto a la media temporal (o individual, si los efectos fijos son de tiempo). Por su parte, un modelo de efectos aleatorios puede verse como aquel en el que los términos constantes específicos de los individuos se distribuyen de forma aleatoria entre las unidades de corte transversal. Formalmente, siguiendo la notación de la ecuación [II.3]

$$\alpha_i = \alpha_1 + \mu_i \quad \text{con} \quad E(\mu_i | x_i) = 0$$

El estimador, en este caso, puede verse como resultante de mínimos cuadrados generalizados (MCG) aplicados a un modelo de regresión con un error clásico compuesto ( $v_{it} = \alpha_i + \mu_{it}$ ) o como una media ponderada del estimador intragrupos y del intergrupos (donde las variables son las medias temporales de las distintas series). Con ambos modelos, los efectos se pueden generalizar a todos los coeficientes, y no solo a la constante. Para un análisis de estos modelos, véanse Greene (1990), Hsiao (1986) y la recopilación en Mátyás y Sevestre (1992).

(14) Véase apéndice III para una descripción del contraste.

## ESTACIONARIEDAD CON PANEL COMPLETO

Serie	Modelo		Número de países
	Restringido (1)	Efectos fijos (2)	
SB/RNBD .....	E	E	11
SP/RNBD .....	E	E	10
SG/RNBD .....	E	I	10

E: Serie estacionaria, i.e. integrada de orden cero  $I(0)$ . I: Serie integrada de orden uno  $I(1)$ .

primera columna, se recoge la caracterización de la serie que resulta cuando se especifica el panel según el modelo restringido, habiéndose estimado por MCO la ecuación del contraste ADF sobre la muestra de  $T$  ( $n \times t$ ) observaciones. En la columna 2, se recogen los resultados obtenidos con un modelo de efectos fijos, en el que se ha incluido una variable artificial para cada país. Del contraste  $F$  se desprende que el modelo restringido es aceptado por las series de ahorro nacional y público (con unos valores para el estadístico  $F$  de 1,36 y 0,83, respectivamente, según se recoge en la columna  $F(3)$  del cuadro A.4 del anejo a este capítulo), mientras que es rechazado por la serie de ahorro privado (cuando toma el valor 5,39) (15).

Por lo tanto, la evidencia recogida aquí es la de que todas las series del panel son estacionarias bajo el modelo restringido, resultado que solo contrasta con las obtenidas en el análisis individual para las series del ahorro público. Tal como se desprende del cuadro A.4 del anejo a este capítulo, al considerar un modelo de efectos fijos donde se ha incluido una variable artificial para cada país, no se puede rechazar la hipótesis de la presencia de una raíz unitaria en el panel de ahorro público. Sin embargo, los contrastes realizados para determinar la validez de las restricciones de igualdad impuestas en los coeficientes de regresión señalan que el modelo con constante y pendiente única para todos los países de la Comunidad considerados no puede rechazarse en el caso del ahorro público. De este resultado podría desprenderse que el comportamiento del ahorro público ha seguido un patrón muy similar en todos los países de la Comunidad. Por otra parte, el ahorro privado exige la inclusión de constantes distintas para cada país, pero admite que el resultado de estacionariedad es común al conjunto de países considerados. En cam-

(15) Por otra parte, el contraste sobre la igualdad entre países de las pendientes [columna  $F(2)$  del cuadro A.4] lleva al resultado de que puede rechazarse, tanto para el ahorro nacional como para el privado.

bio, en el ahorro nacional, los contrastes realizados señalan que las diferencias entre países no se reflejan en los efectos fijos recogidos por una constante distinta para cada país, sino que se trasladan al coeficiente de la variable retardada en niveles, de manera que los datos rechazan la hipótesis de coeficiente común impuesta en la estimación.

En la medida en que los trabajos de Levin y Lin requieren que el modelo con pendientes iguales sea aceptado por los datos, los resultados obtenidos con el panel para el ahorro nacional deben ser tomados con cierta cautela. El resultado de que el ahorro nacional es estacionario podría tomarse como indicio de que se satisface la hipótesis de ultrarracionalidad en los países de la Comunidad. Asimismo, la evidencia recogida sobre estacionariedad de la serie de ahorro privado en relación con la renta nacional reforzaría esta conclusión y admitiría la interpretación de que los consumidores rasgan el velo societario.

Cuando las series de ahorro nacional y las de sus componentes aparecen como estacionarias, cabe pensar que los agentes no toman sus decisiones de forma independiente, sin tener en cuenta la actuación de los demás, sino que las incorporan en su conjunto de información. Sin embargo, dado que los datos parecen rechazar la hipótesis de que las series de ahorro nacional de todos los países tienen la misma estructura, los resultados para el colectivo no son concluyentes y se debe considerar, en este caso, la perspectiva individual.

## **II.4. Resumen y conclusiones**

La estabilidad en la tasa de ahorro nacional podría tomarse como un rasgo indicativo de la existencia de movimientos compensatorios entre su componente público y el privado, sobre todo cuando se han producido alteraciones importantes en la distribución de la renta entre ambos sectores. De igual manera, una tasa de ahorro privado constante podría reflejar la ausencia de velo societario, en el sentido de que las familias adoptan sus decisiones de ahorro teniendo en cuenta las adoptadas por las empresas.

La aplicación del concepto de estacionariedad a este contexto vendría explicada por el hecho de que la estacionariedad puede interpretarse como estabilidad en el largo plazo: si una serie es estacionaria, aunque se aleje temporalmente de su valor normal, acaba volviendo a él. Por lo tanto, los resultados de los contrastes de estacionariedad de las distintas series de ahorro, según distintos supuestos, nos pueden proporcionar una primera aproximación a la cuestión de si se observa sustitución o no entre los distintos componentes del ahorro.

Los contrastes se efectúan bajo dos enfoques alternativos: la consideración individual, país a país, de las distintas series, y la consideración de un modelo único para un conjunto de once países de la Unión (la antigua Comunidad de los doce, con la excepción de Luxemburgo, para el período 1960-1994), a partir del trabajo de Levin y Lin (1992) sobre contrastes de raíz unitaria en datos de panel. La limitación del enfoque individual, dada por la escasa longitud de las series disponibles, aconseja tratamientos alternativos, por lo que se opta por realizar un contraste ADF, donde la hipótesis nula es la ausencia de estacionariedad, y un contraste propuesto en Leybourne y McCabe (1994), donde la nula es la estacionariedad.

La caracterización de las series de la tasa de ahorro nacional a partir de los contrastes sobre el orden de integración realizados señala la ausencia de un patrón común de comportamiento para la Comunidad, por lo que el análisis debe realizarse país a país. En cualquier caso, en un número amplio de países, la serie de la tasa de ahorro nacional no es estacionaria, o lo es en torno a dos medias. En cambio, los contrastes parecen indicar que, para la mayoría de países analizados individualmente, la *ratio* ahorro privado/renta nacional es estacionaria. Asimismo, se encuentra evidencia de homogeneidad en el comportamiento de la tasa de ahorro privado de estos países, de manera que la estacionariedad tampoco puede rechazarse para el conjunto de ellos.

En concreto, los resultados obtenidos apuntan hacia la idea de que la reducción observada en la tasa de ahorro nacional no tiene carácter transitorio en cuatro de los países analizados (Francia, Italia, Reino Unido y Grecia), donde la tasa se ha estabilizado en un nivel más reducido. Por su parte, en Portugal la tasa de ahorro nacional no parece reflejar ninguna caída, mientras que la serie para Irlanda muestra resultados contradictorios, que dependen del contraste de raíz unitario elegido, y, para el resto de países (República Federal de Alemania, Países Bajos, Bélgica, Dinamarca y España), parece que no se encuentra estabilidad. En cambio, la participación del ahorro privado en el PIB se puede calificar de constante en el tiempo para el conjunto de la Unión, e, individualmente, en la mayoría de países: solo en Italia y en Bélgica no se encuentra ningún signo de estabilidad en esta tasa, mientras que, en los Países Bajos y en Francia, se recoge un reajuste de nivel.

Con la evidencia recogida en este capítulo, parece que no se satisface el supuesto de que hay un patrón común de comportamiento en las series de la tasa de ahorro nacional en el conjunto de la antigua Comunidad de los doce, pero, en cambio, se podría rechazar la hipótesis de sustitución perfecta entre ahorro público y ahorro privado en un número amplio de países. Por otra parte, podría argumentarse que la estabilidad observada en la tasa de ahorro del sector privado en relación con la renta

nacional, tanto en la antigua Comunidad en su conjunto, para la que no se puede rechazar que exista un patrón común, como individualmente para cada país, podría tomarse como un indicio a favor de la existencia de cierta sustitución entre el ahorro de las familias y el de las empresas.

Estos resultados —existencia de algún tipo de efecto compensatorio entre los distintos componentes del ahorro privado, y ausencia de compensación entre este y el público— pueden reflejar que los consumidores adoptan sus decisiones de consumo/ahorro teniendo en cuenta las decisiones adoptadas por las empresas, pero no las adoptadas por el sector público. Estos movimientos compensatorios se justificarían por la existencia de un nivel de ahorro privado que los agentes consideran adecuado y hacia el que tendería la economía. Cabe deducir, por consiguiente, que es posible incidir sobre la tasa de ahorro nacional de la mayoría de estas economías con políticas fiscales, ya que un aumento del ahorro público no conducirá a una reducción de la participación del privado en el total. Solo en un número reducido de ellas se producirá una recomposición del ahorro nacional sin afectar a su nivel. Sin embargo, aunque el nivel sea difícilmente modificable, debe abogarse por una composición equilibrada, que minimice las pérdidas de eficiencia que pueden derivarse de la detracción de recursos por parte del sector público.

Debe tenerse en cuenta, sin embargo, que, a partir de la determinación de si el comportamiento de las series de la tasa de ahorro es compatible con la existencia de movimientos compensatorios entre sus distintos componentes, además de que puede tomarse solo como un rasgo indicativo de tal forma de actuar, no permite ninguna matización, ya que solo puede recoger la existencia de sustitución total. Por lo tanto, la interpretación económica de los resultados obtenidos en el marco de análisis adoptado en este capítulo debe realizarse con mucha cautela. Por ello, parece conveniente abordar esta cuestión a partir del análisis de las relaciones de dependencia que pueden existir entre los distintos componentes del ahorro.

## ANEJO

CUADRO A.1

### CONTRASTE DE ESTACIONARIEDAD TASA DE AHORRO NACIONAL (1960-1994) (a)

	ADF (b)				Leybourne y McCabe (c)		
	Niveles (d)		Primeras diferencias	Orden de integración (e)	Niveles	Primeras diferencias	Orden de integración
	(1)		(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\beta_2$	$\alpha_1$	$\lambda$		S	S	
República Federal de Alemania . . . . .	-0,14 (1,78)	—	-0,96 (5,44)**	I(1)	1,843**	0,0860	I(1)
Francia . . . . .	-0,37 (3,74)**	0,02 (3,75)	-0,67 (4,03)**	I(0)[1980]	2,649**	0,1170	I(1)
Italia . . . . .	-0,29 (3,62)**	0,02 (3,44)	-0,89 (5,20)**	I(0)[1980]	2,999**	0,0514	I(1)
Países Bajos . . . . .	-0,18 (2,26)	—	-0,82 (4,81)**	I(1)	1,488**	0,0857	I(1)
Bélgica . . . . .	-0,10 (1,31)	—	-1,02 (5,91)**	I(1)	0,460**	0,2880	I(1)
Reino Unido . . . . .	-0,34 (3,14)	0,01 (2,72)	-0,80 (4,47)**	I(0)[1980]	2,000**	0,0717	I(1)
Irlanda . . . . .	-0,31 (2,39)	—	-1,16 (6,71)**	I(1)	0,290	0,0843	I(0)
Dinamarca . . . . .	-0,08 (1,53)	—	-0,63 (3,95)**	I(1)	2,087**	0,0926	I(1)
Grecia . . . . .	-0,30 (3,77)**	0,03 (3,89)	-0,94 (5,61)**	I(0)[1981]	1,364**	0,2631	I(1)
Portugal . . . . .	-0,49 (4,30)**	—	-0,75 (4,48)**	I(0)	0,173**	0,0999	I(0)
España (1970-1994) . .	-0,35 (2,54)	0,02 (2,37)	-0,82 (4,82)**	I(1)	1,287**	0,0855	I(1)

(a) Tasa de ahorro definida como ahorro nacional bruto en relación con Renta Nacional Bruta Disponible.

(b) Contraste ADF, donde

(1)  $H_0$ : I(1);  $H_1$ : I(0) en el modelo en niveles [ $\Delta s_t = \beta_1 + \beta_2 s_{t-1} + \beta_3 \Delta s_{t-1}$ ].

(2)  $H_0$ : I(2);  $H_1$ : I(1) en el modelo en diferencias [ $\Delta^2 s_t = \lambda \Delta s_{t-1}$ ] (columna 2).

(3)  $H_0$ : I(1);  $H_1$ : I(0) en torno a dos medias en el modelo de cambio de media [ $\Delta s_t = \beta_1 + \alpha_1 D + \beta_2 s_{t-1} + \beta_3 \Delta s_{t-1}$ ].

Los valores críticos para (1) y (2) están tabulados en McKinnon (1990) para los distintos tamaños muestrales, y los valores críticos asintóticos para (3) en Perron (1990).

(c) Contraste, donde  $H_0$ : I(0);  $H_1$ : I(1) desarrollado en Leybourne y McCabe (1994).

Los valores críticos asintóticos tabulados en Kiwatkowski *et al.* (1992) para los niveles de significación del 10 % y del 5% son, respectivamente, 0,347 y 0,463. El estadístico Sse define en la nota 5.

(d) Valor del coeficiente del retardo,  $\beta_2$ , y de la variable artificial,  $\alpha_1$ , y, entre paréntesis, valor del estadístico t.

(e) Entre corchetes, año de ruptura.

**CONTRASTE DE ESTACIONARIEDAD DEL COMPONENTE  
PRIVADO DEL AHORRO NACIONAL (1960-1994) (a)**

	ADF (b)				Leybourne y McCabe (c)		
	Niveles (d)	Primeras diferencias	Orden de integración (e)	Niveles	Primeras diferencias	Orden de integración	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	$\beta_2$	$\alpha_1$	$\lambda$		S	S	
República Federal de Alemania . . . . .	-0,33 (2,54)	—	-1,24 (7,40)**	I(1)	0,370	0,0698	I(0)
Francia . . . . .	-0,73 (4,63)**	0,02 (4,31)	-1,11 (6,37)**	I(0)[1980]	2,197**	0,1027	I(1)
Italia . . . . .	-0,13 (1,40)	0,006 (1,83)	-1,11 (6,43)**	I(1)	0,687**	0,2295	I(1)
Países Bajos . . . . .	-0,36 (3,35)*	-0,01 (2,91)	-1,08 (6,31)**	I(0)[1981]	0,237	0,0921	I(0)
Bélgica . . . . .	-0,18 (1,73)	—	-1,44 (8,98)**	I(1)	1,532**	0,1520	I(1)
Reino Unido . . . . .	-0,32 (3,26)**	—	-0,59 (3,68)**	I(0)	0,237	0,0608	I(0)
Irlanda . . . . .	-0,31 (2,63)*	—	-1,37 (8,41)**	I(0)	0,035	0,0532	I(0)
Dinamarca . . . . .	-0,36 (2,81)*	—	-0,90 (5,14)**	I(0)	0,415*	0,1632	I(0)
Grecia . . . . .	-0,23 (3,32)**	—	-0,97 (5,80)**	I(0)	0,150	0,2105	I(0)
Portugal . . . . .	-0,48 (4,03)**	—	-0,87 (5,02)**	I(0)	0,355*	0,1023	I(0)
España (1970-1994) . .	-0,65 (3,47)**	0,03 (2,98)	-1,08 (5,12)**	I(0)[1980]	0,279	0,0878	I(0)

(a) Tasa de ahorro definida como ahorro nacional bruto en relación con Renta Nacional Bruta Disponible.

(b), (c), (d) y (e) Ver notas del cuadro A.1.



**CONTRASTE DE ESTACIONARIEDAD DEL COMPONENTE  
PÚBLICO DEL AHORRO NACIONAL (1960-1994) (a)**

	ADF (b)				Leybourne y McCabe (c)		
	Niveles (d)		Primeras diferencias	Orden de integración (e)	Niveles	Primeras diferencias	Orden de integración
	(1)	(2)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\beta$	$\alpha_1$	$\lambda$		S	S	
República Federal de Alemania . . . . .	-0,20 (1,96)	—	-1,13 (6,49)**	I(1)	1,554**	0,0551	I(1)
Francia . . . . .	0,46 (2,39)	0,01 (2,35)	-1,02 (5,81)**	I(1)	1,187**	0,1057	I(1)
Italia . . . . .	-0,16 (1,76)	0,006 (0,99)	-1,16 (6,66)**	I(1)	2,811**	0,1823	I(1)
Países Bajos . . . . .	-0,45 (2,92)	0,02 (2,54)	-1,06 (6,01)**	I(1)	2,292**	0,0787	I(1)
Bélgica . . . . .	-0,31 (2,21)	-0,02 (1,97)	-1,12 (6,49)**	I(1)	2,655**	0,0469	I(1)
Reino Unido . . . . .	-0,32 (3,02)	0,01 (1,98)	-0,60 (3,67)**	I(1)	1,342**	0,0844	I(1)
Irlanda . . . . .	-0,13 (1,60)	—	-0,82 (4,72)**	I(1)	1,438**	0,0123	I(1)
Dinamarca . . . . .	-0,40 (3,28)*	0,02 (2,64)	-0,73 (4,44)**	I(0)[1980]	1,382**	0,0952	I(1)
Grecia . . . . .	-0,33 (3,10)*	0,03 (3,39)	-1,06 (6,01)**	I(0)[1980]	2,983**	0,1449	I(1)
Portugal . . . . .	-0,10 (1,16)	—	-1,12 (6,39)**	I(1)	1,976**	0,1134	I(1)
España (1970-1994) . .	-0,12 (0,91)	—	-0,93 (4,41)**	I(1)	0,6689**	0,1157	I(1)

(a) Tasa de ahorro definida como ahorro nacional bruto en relación con Renta Nacional Bruta Disponible.

(b), (c), (d) y (e) Ver notas del cuadro A.1.

**ESTACIONARIEDAD DEL AHORRO EN RELACIÓN  
CON LA RENTA NACIONAL (1960-1994)  
PANEL COMPLETO**

	<i>Restringido</i> (a)	<i>Efectos fijos</i> (a)	<i>F(1)</i> (b)	<i>F(2)</i> (b)	<i>F(3)</i> (b)	<i>Efectos aleatorios</i> (a)	$\chi^2_2$ (c)
<i>CONTRASTE DE INTEGRACIÓN DE ORDEN CERO</i>							
Nacional .....	-0,11 (5,34)**	-0,17 (6,28)**	1,94** [30,330]	2,85** [10,350]	1,36 [10,350]	-0,12 (5,53)	17,71
Privado .....	-0,10 (4,34)**	-0,29 (8,16)**	3,20** [27,300]	0,81** [9,309]	5,39** [9,318]	-0,21 (6,88)	19,81
Público .....	-0,05 (2,92)**	-0,09 (3,76)	1,16 [27,300]	0,54 [9,309]	0,83 [9,318]	-0,07 (3,28)	3,49
<i>CONTRASTE DE INTEGRACIÓN DE ORDEN UNO</i>							
Nacional .....	-0,86 (16,84)						
Privado .....	-1,02 (18,82)						
Público .....	-0,94 (17,28)						

(a) Valor del coeficiente  $\beta_{2i}$  del retardo y, entre paréntesis, valor del estadístico t, siendo el modelo general:

$$\Delta S_{it} = \beta_{1i} + \beta_{2i}S_{it-1} + \beta_{3i}\Delta S_{it-1} \quad (1)$$

(b) F(1): Es el contraste F con los grados de libertad que figuran entre corchetes, donde

$$H_0: \beta_{1i} = \beta_1, \beta_{2i} = \beta_2, \beta_{3i} = \beta_3 \quad \forall i$$

$$H_1: (1)$$

Contrasta el modelo más restringido con respecto al más general.

$$F(2): \quad H_0: \beta_{2i} = \beta_2, \quad \forall i$$

$$H_1: (1)$$

Contrasta el modelo con efectos fijos y coeficientes del retardo de la variable en niveles iguales para todos los países con respecto al más general.

$$F(3): \quad H_0: \beta_{1i} = \beta_1, \beta_{2i} = \beta_2, \beta_{3i} = \beta_3 \quad \forall i$$

$$H_1: \beta_{2i} = \beta_2, \beta_{3i} = \beta_3 \quad \forall i$$

Contrasta el modelo más restringido con respecto al modelo de efectos fijos y pendientes iguales.

(c)  $\chi^2_2$  es el contraste de Hausman del modelo de efectos fijos frente a aleatorios que se distribuye como una  $\chi^2$  con dos grados de libertad.

### III

## SUSTITUCIÓN DIRECTA ENTRE COMPONENTES DEL AHORRO

### III.1. Introducción

Las predicciones sobre el impacto macroeconómico de la política fiscal que se derivan del marco keynesiano de análisis se basan en la idea de que el consumo privado y, consecuentemente, el ahorro familiar están determinados, principalmente, por la renta disponible. El supuesto implícito en tal enfoque es que el ahorro empresarial y el ahorro público no tienen ningún efecto directo sobre estas decisiones de las familias, en general. Una de las implicaciones de este supuesto es que la política de dividendos de una empresa o la financiación del gasto público inciden sobre el ahorro, solo en la medida en que afectan a la renta disponible de las familias. Por lo tanto, un cambio en la política de dividendos inducido por motivos fiscales es un método efectivo para alterar el ahorro privado total. En este sentido, una política fiscal destinada a redistribuir impuestos entre las empresas y los individuos afecta al nivel de ahorro privado. De forma similar, variaciones en el consumo público que no vayan acompañadas de variaciones en los impuestos o transferencias que recaen sobre las familias no tendrán ningún impacto sobre el ahorro privado.

Sin embargo, podría argumentarse que tanto el ahorro empresarial como el público tienen efectos sobre el de las familias por distintas vías. En concreto, se ha postulado que la política fiscal puede producir ajustes de comportamiento que inciden directamente sobre la composición de la demanda privada antes de que se afecten otras variables del sistema, como podrían ser las del mercado financiero o los precios. Es lo que en la literatura ha venido denominándose sustitución directa o efecto *crowding-out ex-ante* [véanse Von Fustenberg (1981), Miller (1982) y Tridimas (1992), entre otros]. Por lo que respecta al ahorro empresarial, el canal de transmisión es el que podría denominarse efecto de «ganancias de capital», que se produce cuando aumentan los beneficios retenidos (el

ahorro empresarial), y ello se traduce en un aumento del valor de mercado de las acciones. Así, la sustitución perfecta entre ahorro empresarial y familiar puede formularse como la satisfacción de la hipótesis de ausencia de velo societario.

Los trabajos empíricos centrados en el análisis de la relación entre ahorro público y privado parecen inclinarse por la existencia de sustitución parcial [Miller (1982), Von Fustenberg (1981)] o ausencia de efecto en el largo plazo [Koskela y Viren (1986)]. Asimismo, los trabajos pioneros de Denison (1958) y David y Scadding (1974) en el área de la sustitución entre ahorro familiar y de las empresas parecen inclinarse por sugerir que los gastos de consumo de los individuos no están afectados por los cambios en la proporción de beneficios empresariales repartidos como dividendos. En cambio, los trabajos de Feldstein (1973), Feldstein y Fane (1973) y Bathia (1979) recogen evidencia a favor de que el velo societario es transparente, aunque solo parcialmente, y, por lo tanto, que los cambios en los beneficios no distribuidos tienen escaso efecto sobre otras formas de ahorro personal.

En los estudios de Blume y Siegel (1982), Miller (1983) y Koskela y Viren (1986), entre otros, se propone contrastar ambas hipótesis de comportamiento simultáneamente, de manera que se permite la presencia de sustitución total o parcial entre ahorro de las familias y ahorro empresarial y público. La mayor parte de la evidencia recogida se refiere a series temporales para distintos países [Blume y Siegel (1982), Demopoulos, Katsimbris y Miller (1986)], y solo en los trabajos de Koskela y Viren (1986) y de Marchante (1986) se aborda el análisis empírico con la perspectiva de datos de panel. Sin embargo, Koskela y Viren no tienen en cuenta los sesgos que, bajo la especificación dinámica de un modelo de efectos fijos, pueden aparecer [Nickell (1981)] y solo consideran los que se pueden derivar de la probable simultaneidad entre el consumo y la renta (1). Marchante utiliza un estimador mínimo cuadrático ponderado bietápico, pero se centra exclusivamente en el análisis de la sustitución entre el ahorro de las familias y las empresas.

En este capítulo, se pretende contrastar empíricamente la presencia de efectos sustitución entre los distintos componentes del ahorro en el mismo marco que en el trabajo de Koskela y Viren, evitando estos sesgos en la estimación. Asimismo, se propone estimar directamente funciones de ahorro para las familias (y no funciones de consumo), en las que el ahorro empresarial y el público aparecen como variables explicativas.

---

(1) Todos los resultados que ofrecen son los obtenidos bajo MCO, con variables artificiales por país, ya que argumentan que la estimación por mínimos cuadrados bietápicos, para tener en cuenta la simultaneidad, proporciona resultados cualitativamente similares a los obtenidos bajo MCO.

El análisis aplicado se realiza sobre un panel incompleto de nueve países de la Unión Europea, con datos anuales agregados para el período 1970-1990.

### III.2. Consideraciones teóricas

Un modelo de consumo/ahorro convencional, que puede justificarse de varias maneras, postula que el ahorro puede explicarse por la renta disponible o por la renta permanente. Sin embargo, en la medida en la que se desea analizar la relevancia de la hipótesis de sustitución, se hace necesario determinar el nivel de agregación en el que el sector familias adopta sus decisiones de consumo y ahorro. Cabe pensar que los consumidores tienden a incorporar las decisiones adoptadas en los sectores empresarial y público en su función de ahorro. No obstante, la presencia de incertidumbre y la posible falta de un verdadero control sobre la actuación de estos sectores limitan su capacidad de hacerlo.

Las distintas identidades de la contabilidad nacional pueden ilustrar intuitivamente las relaciones que se pretende modelizar. Concretamente, se tiene que:

$$\begin{aligned}y &= c + i + cg + (x-m) \\y &= c + sf + se + \tau n\end{aligned}$$

donde

$$\begin{aligned}y &= \text{renta nacional} \\c &= \text{consumo privado} \\i &= \text{inversión nacional} \\cg &= \text{consumo público} \\x &= \text{exportación de bienes y servicios} \\m &= \text{importación de bienes y servicios} \\sf &= \text{ahorro de las familias} \\se &= \text{ahorro de las empresas} \\\tau n &= \text{impuestos menos transferencias corrientes recibidas}\end{aligned}$$

Por lo tanto,  $(x-m)$  es la balanza comercial, y, si se supone que no hay transferencias internacionales, es igual a la inversión extranjera neta, ie.

Así, se puede escribir

$$sf + se + sg = i + ie$$

donde  $sg = \tau n - cg$  es el ahorro público.

En las formulaciones tradicionales, se supone implícitamente que el sector familias ignora las decisiones de los otros sectores, por lo que se considera que la renta disponible ( $y_f = y - \tau n - se$ ) se asigna entre consumo y ahorro de las familias. La hipótesis de sustitución directa argumenta que las decisiones adoptadas en los demás sectores afectan a la decisión *ex ante* de ahorro y consumo de las familias. Con esta caracterización, la decisión del sector familias se realiza a nivel nacional, es decir, eligiendo un nivel para el ahorro nacional ( $sf + se + sg$ ).

Por tanto, en el supuesto de que se puede construir una función agregada, se puede modelizar el comportamiento del sector familias, como si eligiera el consumo privado y el ahorro nacional, suponiendo que maximiza la siguiente función de utilidad:

$$U_{i,t} = U_{i,t}(c_{i,t}, sf_{i,t}; se_{i,t}, sg_{i,t}, \tau n_{i,t})$$

sujeto a la restricción presupuestaria recogida por:

$$y_{i,t} - cg_{i,t} = c_{i,t} + sf_{i,t} + se_{i,t} + sg_{i,t}$$

o, de forma equivalente:

$$y_{i,t} = c_{i,t} + sf_{i,t} + se_{i,t} + \tau n_{i,t}$$

donde los subíndices  $i$  y  $t$  hacen referencia a la economía doméstica del país  $i$  y al período temporal  $t$ .

Aunque las decisiones del sector exterior inciden sobre la economía interior, estos efectos son necesariamente *ex post* y, por tanto, parece razonable suponer que las familias no lo ven como una extensión de sí mismas.

Esta formulación del problema permite distinguir diferentes grados de sustituibilidad entre las variables del sector familias y las del sector público y empresarial. Concretamente, si el ahorro familiar y el de las empresas (el del sector público) son sustitutos perfectos, la tasa marginal de sustitución entre  $sf$  y  $se$  ( $sg$ ) es la unidad. Por el contrario, si las familias no consideran relevante al ahorro empresarial (público) para sus decisiones sobre  $sf$ , la utilidad marginal de  $se$  ( $sg$ ) es cero. Asimismo, pueden considerarse casos intermedios de sustituibilidad parcial.

Las condiciones de primer orden resultantes de la maximización de la utilidad generan implícitamente una función de consumo y de ahorro del sector familias como una ecuación de forma reducida en las variables exógenas. La práctica estándar es la de expresar estas funciones como lineales en las variables explicativas.

Se propone utilizar dos definiciones de la variable renta: una, asimilada a la renta disponible corriente, y la otra, que responda a una formulación de la renta permanente. Con la primera hipótesis, y adoptando una especificación que permita un contraste directo de la hipótesis de sustitución, las funciones de ahorro y consumo se pueden expresar de forma general como:

$$sf_{i,t} = \alpha_{0i} + \alpha_1 yf_{i,t} + \alpha_2 se_{i,t} + \alpha_3 sg_{i,t} + \sum_{j=4}^k \alpha_j z_{ji,t} + v_{i,t} \quad [III.1]$$

y

$$c_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_1 yf_{i,t} + \beta_2 se_{i,t} + \beta_3 sg_{i,t} + \sum_{j=4}^k \beta_j z_{ji,t} + w_{i,t} \quad [III.1']$$

donde las  $\alpha_i$  y las  $\beta_i$  son parámetros que se han de estimar;  $v_{i,t}$  y  $w_{i,t}$  son errores aleatorios;  $yf_{i,t}$  es la renta disponible de las familias en términos reales, y  $z_{ji,t}$  son un conjunto de variables adicionales que afectan a las decisiones de ahorro y de consumo de las familias. Para simplificar la exposición y sin pérdida de generalidad, se prescindirá del subíndice  $i$  y de la formulación en términos de la función de consumo.

Por otra parte, en la hipótesis de la renta permanente, se supone que el consumo y, consecuentemente, el ahorro dependen del valor permanente de un conjunto de variables. En la mayor parte de la literatura empírica, las variables permanentes,  $x^p$ , se representan por medio de una transformación de Koyck y, en concreto, se suelen aproximar por un esquema similar al de expectativas adaptativas, de la forma:

$$x_t^p = x_t - \Theta(x_t - x_{t-1}^p) \quad 0 \leq \Theta \leq 1 \quad [III.2]$$

El modelo estático recogido en la ecuación (1) puede dinamizarse, entonces, si se considera que la función de ahorro viene mejor representada por:

$$\begin{aligned} sf_t &= yf_t - c(yf_t^p, se_t^p, sg_t^p, z_t^p) = \\ &= yf_t - \gamma_0 - \gamma_1 yf_t^p - \gamma_2 se_t^p - \gamma_3 sg_t^p - \sum_{j=4}^k \gamma_j z_{jt}^p - e_t \quad j = 4, \dots, k \quad [III.3] \end{aligned}$$

donde, de nuevo, se prescinde del subíndice  $i$ , y se ha definido el ahorro como lo que queda de la renta disponible corriente (observada), una vez

que se ha efectuado el consumo (2), de manera que, teniendo en cuenta [III.2], esta especificación podría reescribirse, en términos de las variables observables, como:

$$sf_t = \Phi_0 + \Phi_1 yf_t + \Phi_2 se_t + \Phi_3 sg_t + \sum_{j=4}^k \Phi_j z_{jt} + \Phi_p c_{t-1} + f_t \quad j = 4, \dots, k \quad [III.4]$$

donde

$$\Phi_0 = -(1-\Theta)\gamma_0, \Phi_1 = 1 - \gamma_1 (1-\Theta), \Phi_m = -(1-\Theta)\gamma_m \quad m = 2, \dots, k$$

$$\Phi_p = -\Theta \quad y \quad f_t = -(e_t + \Theta e_{t-1})$$

Otra posibilidad es la de especificar la función de ahorro bajo la restricción de que la renta disponible de las familias es la única variable cuyo valor permanente es relevante, postulando así que el ahorro público y el empresarial tienen efectos exclusivamente en el corto plazo y que las decisiones de ahorro de las familias no dependen de los valores esperados del resto de las variables, sino de sus valores observados, por lo que, también, solo tienen incidencia en el corto plazo. En este caso, la ecuación [III.3] se reescribiría como:

$$sf_t = yf_t - \gamma_0 - \gamma_1 yf_t^p - \gamma_2 se_t - \gamma_3 sg_t - \sum_{j=4}^k \gamma_j z_{jt} - e_t \quad j = 4, \dots, k \quad [III.3']$$

y la ecuación [III.4] se modificaría, al aparecer nuevos regresores, de la forma siguiente:

$$sf_t = \Phi'_0 + \Phi'_1 yf_t + \Phi'_2 se_t + \Phi'_3 sg_t - \sum_{j=4}^k \Phi'_j z_{jt} + \Phi'_{12} se_{t-1} + \Phi'_{13} sg_{t-1} + \sum_{j=4}^k \Phi'_{ij} z_{j(t-1)} + \Phi'_p c_{t-1} + f_t \quad j = 4, \dots, k \quad [III.5]$$

donde  $\Phi'_0$ ,  $\Phi'_1$  y  $\Phi'_p$  se definen igual que  $\Phi_0$ ,  $\Phi_1$  y  $\Phi_p$  en [III.4], y

$$\Phi'_i = -\gamma_i$$

$$i = 2, \dots, k$$

$$\Phi'_{1i} = +\Theta\gamma_i$$

---

(2) En otras palabras, si  $c_t$  es el consumo privado,

$$sf_t = yf_t - c_t$$

$$y, \text{ si } c_t = c_t(x_t^p),$$

$$sf_t = yf_t - c_t(x_t^p), \text{ por lo que es difícil que se pueda obtener } sf_t = yf_t^p - c_t.$$



Las distintas hipótesis de sustitución directa pueden formularse sobre [III.1] y sobre [III.3]. En concreto, la formulación más restrictiva y más acorde con el análisis keynesiano supone que no hay ningún tipo de sustitución, lo que implica que ni el ahorro público, ni el ahorro empresarial entran en la función de utilidad. Por tanto, si no hay sustituibilidad, las restricciones sobre los parámetros de la ecuación [III.1] serán

$$\alpha_2 = \alpha_3 = 0$$

y, si se considera que depende de los valores permanentes de las variables (ecuación [III.3]), se reescribirán como:

$$\gamma_2 = \gamma_3 = 0$$

En cambio, la hipótesis de ausencia de velo societario comporta que haya una sustitución perfecta entre el ahorro familiar y el empresarial, lo que implica que la propensión marginal a consumir de la renta disponible de las familias es igual a la del ahorro empresarial [véanse Koskela y Viren (1986), Ayerbe (1989), Bathia (1979), Miller (1982), Von Fustenberg (1981) y Tridimas (1992), entre otros]. En otras palabras, se asimila la hipótesis de sustitución perfecta a la idea del concepto relevante de renta para los hogares, de manera que lo que se analiza es el efecto de una redistribución de renta entre el sector familiar y el empresarial. Bajo esta interpretación, y con la especificación de la función de ahorro recogida en [III.1], la sustitución perfecta entre ahorro empresarial y familiar (3) requiere que  $1 = \alpha_1 - \alpha_2$ , y, en el supuesto de que dependa de valores

---

(3) Teniendo en cuenta que

$$dsf = \alpha_0 + \alpha_1 dyf + \alpha_2 dse + \alpha_3 ds_g + \sum \alpha_j dz_j$$

Si la renta se redistribuye entre familias y empresas, de tal manera que

$$dse = - dyf$$

se tendrá que:

$$dsf = (\alpha_2 - \alpha_1) dse$$

Si  $\alpha_2 < 0$ , se tiene que  $\alpha_1 - \alpha_2 > \alpha_1$

que nos indica que la propensión marginal al ahorro de los beneficios no distribuidos es mayor que la de otros componentes de la renta (la propensión marginal al consumo de los beneficios no distribuidos es menor que la de otros componentes de la renta), por lo que, cuando hay sustitución perfecta en el ahorro, de manera que

$$\frac{dsf}{dse} = -1$$

se debe cumplir que

$$1 = \alpha_1 - \alpha_2$$

o, de forma equivalente,

$$\alpha_2 = \alpha_1 - 1$$

que nos indica que, en este caso, la propensión marginal al consumo de los beneficios no distribuidos es igual a la que se observa para los componentes de la renta disponible de las familias.

permanentes, la condición se reescribe como  $\gamma_1 = \gamma_2$  (4). En términos de los efectos de la política tributaria, la obtención de tal resultado implica que una redistribución de renta que comporte un aumento en los beneficios no distribuidos, compensado por una disminución de la renta familiar disponible, conduce a una reducción del ahorro familiar, mientras que el consumo no se altera.

De forma similar, la hipótesis de sustitución perfecta entre ahorro público y ahorro familiar implica que  $1 = \alpha_1 - \alpha_3$  (o, de forma equivalente para la especificación [III.3], que  $\gamma_1 = \gamma_3$ ). Es decir, el supuesto implícito en esta formulación es que un aumento en los impuestos netos de transferencias, dado el nivel de gasto, tiene un impacto distinto sobre el consumo que una disminución de la demanda final del sector público, vía consumo, dados los impuestos (5). La especificación elegida en este trabajo permite, pues, tener en cuenta, de forma explícita, los distintos factores que desencadenan la variación en el ahorro público, y en ningún caso impone restricciones sobre la posible satisfacción de la hipótesis ricardiana de comportamiento de los agentes. En concreto, si se cumple la hipótesis de sustitución perfecta, un aumento en los impuestos que reduce la renta disponible de las familias y aumenta el ahorro público se traduce en una reducción, uno a uno, del ahorro familiar, permaneciendo

---

(4) En el supuesto de que el consumo dependa de valores permanentes, según la ecuación [III.4] y prescindiendo de las variables explicativas que no son relevantes en este caso:

$$sf_t = \Phi_1 yf_t + \Phi_2 se_t + \Phi_p (yf_{t-1} - sf_{t-1}) + \dots$$

por lo que, si  $L$  es el operador de retardos

$$sf_t (1 + \Phi_p L) = (\Phi_1 + \Phi_p L) yf_t + \Phi_2 se + \dots$$

y

$$sf_t = \frac{(\Phi_1 + \Phi_p L)}{(1 + \Phi_p L)} yf_t + \frac{\Phi_2}{(1 + \Phi_p L)} se + \dots$$

En el largo plazo, cuando  $L = 1$  y con  $dse = -dyf$

$$\frac{\partial sf}{\partial se} = \frac{(\Phi_1 + \Phi_p)}{(1 + \Phi_p)} \frac{\partial yf}{\partial se} + \frac{\Phi_2}{(1 + \Phi_p)} = \frac{-\Phi_1 - \Phi_p + \Phi_2}{1 + \Phi_p}$$

y si la sustitución es perfecta, y teniendo en cuenta, de nuevo, las relaciones recogidas en la ecuación [III.4]

$$-1 = \frac{-1 + \gamma_1 (1 - \Theta) + \Theta - (1 - \Theta)\gamma_2}{(1 - \Theta)} = \frac{(-1 + \gamma_1 - \gamma_2) (1 - \Theta)}{(1 - \Theta)}$$

por lo que  $\gamma_1 - \gamma_2 = 0$ .

(5) No se incluyen los gastos de capital (transferencias netas e inversión pública), lo que llevaría a considerar la totalidad del déficit público (la capacidad o necesidad de financiación del sector) y no el ahorro, exclusivamente, ya que se está discutiendo sobre el nivel de agregación relevante para la variable de renta.

inalterado el consumo privado (6). En cambio, si el aumento del ahorro público se consigue vía reducción del consumo, se produce una disminución del ahorro familiar que no compensa plenamente la variación del público y, consecuentemente, se observa un aumento del consumo privado.

Por tanto, si se satisfacen los supuestos de sustitución sobre el ahorro público y el empresarial a la vez, en consonancia con los postulados de Bailey (1972) sobre las consecuencias que se derivan de que las familias tengan información y previsión perfecta (*perfect foreknowledge*), se tendrá que

$$\alpha_1 - 1 = \alpha_2 = \alpha_3, \text{ o bien que } \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3$$

En este sentido, cuestionar si  $\alpha_2$  y/o  $\alpha_3$  son distintos de cero ( $\gamma_2$  y/o  $\gamma_3 \neq 0$ ) podría verse como un contraste más débil de esta hipótesis. Asimismo, si  $-1 < \alpha_3 < 0$ , se puede afirmar que existe sustitución entre consumo público y consumo privado.

Si  $0 < \Theta < 1$ , el hecho de que los parámetros  $\gamma_i$  cumplan las restricciones que se derivan de la presencia de sustituibilidad perfecta tiene implicaciones para los coeficientes estimados  $\Phi_i$  y  $\Phi'_i$  correspondientes de las ecuaciones [III.4] y [III.5]. En concreto, para la hipótesis débil, la restricción es la misma ( $\Phi_2, \Phi'_2$  y/o  $\Phi_3, \Phi'_3 \neq 0$ ), mientras que, para la fuerte, se establece como  $1 - \Phi_1 + \Phi_2 = 0$ , para la sustituibilidad con respecto al ahorro empresarial permanente y, de forma similar,  $1 - \Phi_1 + \Phi_3 = 0$ , para la sustitución con respecto al ahorro permanente del sector público.

---

(6) Dado que

$$sg_t = \tau n_t - cg_t, \quad \frac{\partial yf}{\partial \tau n} = -1 \quad \text{y} \quad \frac{\partial yf}{\partial cg} = 0$$

y que, según la ecuación [III.1],

$$c_t = -\alpha_0 + (1 - \alpha_1) yf_t - \alpha_2 se_t - \alpha_3 sg_t - \sum_{j=4}^k \alpha_j z_{jt} + e_t \quad j = 4, \dots, k$$

$$\frac{\partial sf}{\partial \tau n} = \alpha_1 \frac{\partial yf}{\partial \tau n} + \alpha_3, \quad \frac{\partial sf}{\partial cg} = -\alpha_3$$

$$\frac{\partial c}{\partial \tau n} = (1 - \alpha_1) \frac{\partial yf}{\partial \tau n} - \alpha_3, \quad \frac{\partial c}{\partial cg} = \alpha_3$$

Por lo tanto, la hipótesis de sustitución perfecta entre ahorro de las familias y del sector público ( $1 = \alpha_1 - \alpha_3$ ) se centra en la relación entre impuestos netos de transferencias y ahorro familiar. Una formulación en términos de consumo público ( $\alpha_3 = -1$ ) hubiera implicado que este es sustituto perfecto del consumo privado.

Para la derivación de las condiciones sobre los coeficientes cuando los valores permanentes de las variables aparecen en la especificación, puede verse la nota (1) de este capítulo.

### III.3. Cuestiones metodológicas

A partir de las consideraciones anteriores, se llega a la formulación de dos tipos de modelo —uno estático y otro dinámico— que, dada la posible presencia de endogenidad, requieren un tratamiento similar, a la hora de estimarlos con datos de panel.

Una de las primeras cuestiones que suelen plantearse al abordar la estimación con un panel de datos es la de si debe realizarse según un modelo de efectos fijos o según uno de efectos aleatorios. En Arellano y Bover (1990) y Arellano (1992), puede encontrarse una discusión sobre la elección entre ambos modelos. Como allí se explica, la distinción entre ellos puede reducirse a determinar si los efectos están correlacionados o no con las variables observables. Si están correlacionados, debería adoptarse el modelo de efectos fijos, mientras que, si no lo están, parece adecuada la especificación de efectos aleatorios.

En la medida en que se considere que el ahorro empresarial y/o el público vienen influidos por las decisiones de ahorro de las familias, y se tenga en cuenta que los datos de ahorro han sido obtenidos por diferencia entre la renta y el consumo, por tratarse de información agregada, la estimación del modelo [III.1] requerirá un tratamiento acorde con la presencia de simultaneidad. Siguiendo a Arellano y Bover (1990), en el supuesto de que los efectos individuales de país estén correlacionados con los regresores —hipótesis que los datos no rechazan, según se desprende de los resultados del contraste de Hausman presentados en la última fila del cuadro III.3—, la ecuación puede estimarse con variables artificiales, o transformando la ecuación en desviaciones ortogonales (7), o bien estimarse en primeras diferencias, pero siempre por variables instrumentales, utilizando como instrumento cualquier retardo de las variables endógenas de orden igual o superior a  $t - 2$ .

En el caso en el que se adopte la especificación en primeras diferencias, y cuando los valores corrientes de las variables son los determinantes de las decisiones de ahorro, el modelo que se ha de estimar tendrá la siguiente expresión:

---

(7) La transformación de desviaciones ortogonales recogida en Arellano (1988) se formula como:

$$y_{it}^* = \alpha_t \left[ y_{it} - \frac{1}{T-t} (y_{i(t+1)} + \dots + y_{iT}) \right]$$

$$\text{con } \hat{\alpha}_t^2 = \frac{T-t}{T-t+1} \quad t = 1, \dots, T$$

La ventaja de las desviaciones ortogonales hacia adelante, frente a la tradicional del tipo  $y_{it} - \bar{y}_i$  utilizada en el estimador intragrupos, es que, en un modelo dinámico, los instrumentos válidos son los mismos que para la estimación en diferencias.

$$\Delta sf_{i,t} = \alpha_1 \Delta y_{i,t} + \alpha_2 \Delta se_{i,t} + \alpha_3 \Delta sg_{i,t} + \sum_{j=3 \dots k}^k \alpha_j \Delta z_{ji,t} + v_{i,t} - v_{i,(t-1)} \quad [III.6]$$

siendo

$$\Delta x_{i,t} = x_{i,t} - x_{i,(t-1)}$$

Por otra parte, en Arellano y Bover (1990) y Arellano (1992), se analizan los problemas de estimación que aparecen en los modelos dinámicos con datos de panel, señalándose que el estimador intragrupos, que puede utilizarse en un contexto estático, está sesgado incluso para valores grandes de N cuando T es pequeño, debido a la correlación existente entre la estructura resultante para las perturbaciones y el retardo de la endógena. Dada la existencia de este sesgo, recogido en Nickell (1981), parece más adecuado utilizar técnicas econométricas alternativas que puedan tener en cuenta estos efectos individuales (8). En concreto, se propone tomar primeras diferencias con el objetivo de evitar la presencia de heterogeneidad inobservable [véase Anderson y Hsiao (1982)]. Con este planteamiento, el modelo de la ecuación [III.4], que se deriva de la ecuación [III.3], donde se supone que las decisiones de ahorro se toman en función de los valores permanentes de las variables, se reescribe como:

$$\Delta sf_{i,t} = [1 - \gamma_1(1-\Theta)]\Delta y_{i,t} - \gamma_2(1-\Theta)\Delta se_{i,t} - \gamma_3(1-\Theta)\Delta sg_{i,t} - \Sigma \gamma_j(1-\Theta)\Delta z_{ji,t} + \Theta \Delta sf_{i,t-1} - \Theta \Delta y_{i,t-1} - \Delta e_{it} - \Theta \Delta e_{i,t-1} \quad [III.7]$$

Este modelo en primeras diferencias debe estimarse por variables instrumentales (9), teniendo, además, en cuenta que el error en la espe-

---

(8) La relación asintótica entre el coeficiente en la población,  $\alpha$ , y el obtenido con un estimador intragrupos,  $\alpha_{WG}$ , se expresa como:

$$\hat{\alpha}_{WG} = \alpha - \frac{(1 + \alpha) h(\alpha, T)}{T-1} \left[ 1 - \frac{2 \alpha h(\alpha, T)}{(T-1)(1-\alpha)} \right]^{-1}$$

donde  $h(\alpha, T) = 1 - \frac{(1-\alpha^T)}{T(1-\alpha)}$  y T es el número de observaciones,

que nos dice que el estimador intragrupos tenderá a infravalorar el verdadero parámetro poblacional, siempre que este sea positivo.

(9) Con supuestos clásicos, tomar primeras diferencias y estimar por MCO proporciona estimaciones inconsistentes del coeficiente de la variable endógena retardada. En general, para un modelo

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

se obtiene

$$\Delta y_{it} = \gamma \Delta y_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{it}$$

cificación en niveles sigue un proceso MA(1) (10), que se deriva del esquema de expectativas adaptativas propuesto para aproximar los valores permanentes de las variables. Los instrumentos válidos para la variable endógena retardada serían  $sf_{i,t-3}$  o realizaciones anteriores de las mismas, y para las exógenas, todas las realizaciones temporales de las mismas, tanto en niveles como en primeras diferencias [Arellano (1989)]. Sin embargo, si las variables explicativas son endógenas, permitiéndose, por ejemplo, que el ahorro empresarial y el público se vean influidos por las decisiones del sector familias, se podría utilizar como instrumento cualquier retardo de estas variables de orden igual o superior a  $t - 3$  (11).

En este trabajo se utilizan instrumentos en niveles y se presentan los resultados obtenidos para el modelo estimado en primeras diferencias.

### III.4. Resultados empíricos

#### III.4.1. Datos

El análisis empírico se realiza con un panel incompleto de países de la Unión Europea para los que se tienen datos anuales de ahorro familiar procedentes de la Contabilidad Nacional (12), y que, en términos genera-

Sin embargo,

$$\begin{aligned} E[\Delta y_{i,t-1} \Delta \varepsilon_{i,t}] &= E[(\mathcal{W}_{i,t-2} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t-1} - y_{i,t-2}) (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] \\ &= E[\mathcal{W}_{i,t-2} \varepsilon_{i,t} + \alpha_i \varepsilon_{i,t} + \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{i,t} - y_{i,t-2} \varepsilon_{i,t} - \\ &\quad - \mathcal{W}_{i,t-2} \varepsilon_{i,t-1} - \alpha_i \varepsilon_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{i,t-1} + y_{i,t-2} \varepsilon_{i,t-1}] \\ &= \sigma_\varepsilon^2 \neq 0. \end{aligned}$$

(10) La estructura del error  $f_{it}$  en la ecuación [III.4] es tal que

$$E[f_{it}, f_{i(t-1)}] \neq 0 \quad \text{y} \quad E[f_{it}, f_{i,t-k}] = 0 \quad \text{para } k > 1$$

y, por lo tanto, si se optara por estimar en niveles, también deberían utilizarse variables instrumentales.

(11) Si las explicativas son predeterminadas, en el sentido de que

$$E[x_{it} (e_{i,s} - \Theta e_{i,s-1})] = 0 \quad \text{solo si } s \geq t$$

los instrumentos válidos serían sus retardos de orden igual o superior a  $t-2$ .

En Arellano y Bond (1988), se propone un estimador consistente de un modelo autorregresivo, obtenido con el método generalizado de momentos (MGM), que aborda la estimación en términos de un sistema de ecuaciones con instrumentos diferentes para distintas ecuaciones temporales. En concreto, utiliza todos los instrumentos válidos disponibles para cada período, lo que evita perder observaciones temporales, y permite hacer el uso más eficiente de la información disponible. Sin embargo, en la práctica, por razones computacionales, se hace aconsejable no utilizar todos los instrumentos posibles, ya que puede haber un número excesivo de ellos, y se procede a eliminar los que resulten menos relevantes, en el sentido de que tengan menor capacidad explicativa.

(12) Los países y los períodos son los siguientes: República Federal de Alemania (1970-1990), Francia (1970-1990), Italia (1970-1988), Países Bajos (1970-1990), Bélgica (1970-1989), Reino Unido (1970-1990), Dinamarca (1981-1990), Portugal (1977-1990) y España (1980-1989).

**CORRELACIÓN ENTRE AHORRO FAMILIAR Y EMPRESARIAL (a)**

Fuente: Eurostat (1992, 1993).

(a) Tasas definidas con respecto a la Renta Nacional Bruta Disponible, en porcentaje.

les, abarca el período 1970-1990. El tamaño muestral inicial es de 157 observaciones, pero se irá reduciendo a medida que sea necesario incluir retardos de las variables o estimar en diferencias.

Tanto en su especificación estática como dinámica, el modelo se estima utilizando dos mediciones de la variable de ahorro familiar, y, consecuentemente, del resto de variables con ella relacionadas. En concreto, se estima en términos reales y *per cápita* medidos en ecus, así como en paridad de poder de compra, base 1985 (13) (ppc).

Tal como se observa en los gráficos III.1 y III.2, parece que podría existir una relación negativa entre ahorro familiar y empresarial, y entre privado y público. La correlación existente entre el ahorro familiar y el empresarial, y entre el privado y el público, puede ser ilustrativa de los resultados que cabe esperar de un análisis más formalizado de esta interdependencia, optándose por presentar esta correlación también en términos de tasa definida sobre la renta bruta disponible de las familias.

(13) Véase el apéndice I de datos, para una descripción de la construcción de las distintas series.

## CORRELACIÓN ENTRE AHORRO PRIVADO Y PÚBLICO (a)



Fuente: Eurostat (1992, 1993).

(a) Tasas definidas con respecto a la Renta Nacional Bruta Disponible, en porcentaje.

En el cuadro III.1, se recogen los resultados de la regresión simple de los componentes del ahorro nacional sobre el ahorro familiar, en la que se incluye una constante. Se observa que, en el caso de las tasas, podría concluirse que la correlación negativa entre ahorro empresarial (se) y familiar (sf) es mayor que la existente entre este y el ahorro público (sg), que se recoge tanto por un mayor coeficiente en términos absolutos como por un mayor coeficiente de correlación corregido. En cambio, cuando se tienen los datos en términos *per cápita* y reales, tanto si el tipo de cambio utilizado es el ecu como la ppc, parece que la relación negativa entre ahorro familiar y empresarial es más débil que la observada entre ahorro familiar y público, tanto si se tiene en cuenta exclusivamente el coeficiente estimado como si se tiene en cuenta el ajuste de la estimación medido por el  $\bar{R}^2$ . En cualquier caso, parece que, *a priori*, se detecta una relación negativa entre estas variables, de mayor o menor intensidad.

Las variables adicionales cuya incidencia sobre el ahorro de las familias se va a tener en cuenta y que se añaden de forma *ad hoc* a la especificación son  $u_t$ , la tasa de variación en la tasa de paro (variación logarítmica);  $\pi_t$ , la tasa de inflación (diferencia logarítmica en la tasa de variación de los precios);  $rl_t$ , el tipo de interés real a largo plazo (calcula-



**CORRELACIÓN SIMPLE ENTRE AHORRO FAMILIAR,  
PÚBLICO Y EMPRESARIAL**

	<i>En tasas (a)</i>		<i>En ecus de 1985</i>		<i>En ppc de 1985</i>	
cte	0,28 (35,06)**	0,16 (32,98)**	1,18 (14,72)**	1,06 (30,96)**	1,84 (18,24)**	1,33 (35,46)**
se	-0,88 (16,90)**	—	-0,13 (1,98)*	—	-0,42 (5,65)**	—
sg	—	-0,69 (7,03)**	—	-0,58 (6,13)**	—	-0,81 (9,13)**
$\bar{R}^2$	0,535	0,237	0,018	0,190	0,165	0,346

(a) Tasas definidas sobre renta bruta disponible de las familias. Entre paréntesis, estadístico t.

do como diferencia entre el tipo nominal  $-i_t-$  y la tasa de inflación), y  $rc_t$ , el tipo de interés real a corto plazo (14). En este contexto,  $u_t$  puede interpretarse de varias maneras. Por una parte, puede recoger efectos de incertidumbre económica, de tal manera que el aumento en la incertidumbre sobre la renta real afecta negativamente al consumo y positivamente al ahorro, que crece por el motivo precaución. Por otra, puede verse como una *proxy* de las expectativas de renta futura, en cuyo caso el signo esperado es también positivo. En cuanto a la posible relación entre inflación y ahorro, se pueden mencionar dos razones para su existencia. De un lado, el valor real de los activos denominados en términos nominales fijos cae en períodos de inflación. De otro, cambios rápidos en el nivel de precios ocasionan un clima de incertidumbre en el mercado, que afecta a la percepción del valor real de muchos activos. La pérdida de riqueza asociada a la inflación llevará a que los individuos consuman menos y ahorren más. El aumento en la incertidumbre económica estimulará el ahorro por el motivo precaución. Ambos efectos actúan en la misma dirección, cabiendo esperar una relación positiva entre inflación y ahorro de las familias.

El papel que los tipos de interés desempeñan en la función de ahorro es teóricamente ambiguo, ya que están presentes un efecto sustitución y uno renta, que actúan en direcciones opuestas. En concreto, un aumento en el tipo de rendimiento disminuye el coste presente de comprar una unidad de consumo futuro, haciendo atractivo sustituir consumo presente por futuro, de manera que se ahorra más: el efecto sustitución es positivo. Al mismo tiempo, para alcanzar el mismo nivel de consumo en el futuro,

(14) En el apéndice I, pueden encontrarse una relación de las variables utilizadas, su definición y fuentes.

no es preciso ahorrar tanto. Es posible ahorrar menos ahora y consumir más, tanto en el presente como en el futuro. Por lo tanto, el efecto renta conduce a una reducción del ahorro. El signo de la relación entre ambas variables será, pues, una cuestión esencialmente empírica.

#### *III.4.2. Estimación con la renta corriente*

En el cuadro III.2, se presentan los resultados obtenidos para el modelo recogido en la ecuación [III.1], que postula que las variables relevantes para el ahorro de las familias son los valores corrientes de los distintos componentes de la renta y de los demás posibles determinantes. El mero hecho de que se trate de información agregada de Contabilidad Nacional, donde la variable ahorro ha sido obtenida por diferencia entre los datos de renta disponible y los de consumo, cuestiona la posibilidad de que la renta disponible sea tratada como una variable exógena. Asimismo, si las empresas y/o el sector público ven influidas sus decisiones por las del sector familias (a través de la propiedad de las acciones o de su capacidad de voto), tampoco esas variables pueden ser tratadas como exógenas. Debe tenerse en cuenta que son los accionistas, principalmente, quienes determinan las decisiones empresariales, y, por lo tanto, el nivel de ahorro del sector empresarial, y que, por otra parte, los votantes desempeñan un papel preponderante en la determinación de las decisiones del sector público, y, por lo tanto, en su nivel de consumo (15).

En el apéndice II y en el cuadro A.II.1 de aquel apéndice, pueden encontrarse la descripción y los resultados obtenidos de un contraste de exogenidad aplicado a todas las variables consideradas. El contraste muestra que puede rechazarse la hipótesis nula de que la renta de las familias es exógena, de manera que esta variable debe instrumentarse, con el objetivo de obtener estimadores consistentes. Por otra parte, ni el ahorro público, ni el empresarial permiten rechazar la nula de exogenidad, por lo que podrían no instrumentarse. Sin embargo, parece adecuado tratarlas, asimismo, como endógenas. Además, todas las pruebas realizadas en las que se instrumenta exclusivamente con los retardos de la renta disponible resultan insatisfactorias, ya que no superan el contraste de sobreidentificación de Sargan. Las restantes variables aparecen como exógenas, y así se consideran en lo que sigue.

Por lo tanto, los resultados del cuadro III.2 son los obtenidos de la estimación del modelo de la ecuación [III.1] cuando se tiene en cuenta la existencia de simultaneidad, lo que requiere que se estime por variables

---

(15) En el cuadro A.1 del anejo a este capítulo, se presentan los resultados obtenidos en niveles con desviaciones ortogonales, cuando no se tiene en cuenta la presencia de simultaneidad. Más adelante, se comparan con los recogidos en el cuadro III.2.

**SUSTITUCIÓN DIRECTA ENTRE COMPONENTES DEL AHORRO.  
SIMULTANEIDAD. MODELO ESTÁTICO (Ecuación [III.1]) (a)**

	En ecus de 1985			En ppc de 1985		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta y_{it}$	0,15 (2,68)**	0,18 (3,00)**	0,19 (3,52)**	0,15 (2,88)**	0,17 (3,10)**	0,17 (3,64)**
$\Delta se_{it}$	-0,32 (2,01)**	-0,48 (3,74)**	-0,46 (4,71)**	-0,33 (2,06)**	-0,45 (3,77)**	-0,43 (4,51)**
$\Delta sg_{it}$	-0,16 (0,63)	-0,13 (0,56)	—	-0,18 (0,89)	-0,13 (0,71)	—
$\Delta u_{it}$	0,06 (1,11)	0,03 (0,56)	—	0,06 (1,40)	0,05 (0,94)	—
$\Delta \pi_{it}$	0,57 (0,82)	—	—	0,46 (0,50)	—	—
$\Delta rl_{it}$	0,24 (0,36)	—	—	0,004 (0,004)	—	—
$\Delta rc_{it}$	1,10 (2,50)**	1,01 (5,53)**	0,86 (4,21)**	1,46 (2,75)**	1,31 (5,88)**	1,16 (4,42)**
Test de Sargan(b)	4,39 (7)	2,73 (5)	1,73 (3)	4,63 (7)	2,31 (5)	1,16 (3)
1 <sup>er</sup> orden	1,50	1,69	1,15	1,45	1,76	1,19
2 <sup>o</sup> orden	0,62	0,85	-0,24	1,13	1,03	-0,14
$H_0: (\partial sf / \partial se) = -1$ (c)	2,15*	1,35	1,44	2,49*	1,76*	1,88*
$H_0: (\partial sf / \partial \tau) = -1$ (d)	4,30**	4,17**		3,91**	4,04**	—
$H_0: b_1 = b$ (e)	—	1,52 [40,76]	1,22 [24,94]	—	1,31 [40,76]	1,37 [24,94]

(a) La estimación se ha realizado en primeras diferencias, y los instrumentos utilizados han sido los retardos segundo y tercero de las endógenas ( $y_{it}$ ,  $se_{it}$  y  $sg_{it}$ ) presentes en la especificación, y la contemporánea y el primer retardo de las exógenas presentes ( $\pi_{it}$ ,  $u_{it}$ ,  $rl_{it}$ ,  $rc_{it}$ ). Entre paréntesis figura el valor del estadístico t robusto a heterocedasticidad. T = 121.

(b) Contraste de sobreidentificación que se distribuye como una  $\chi^2$ , con los grados de libertad que figuran entre paréntesis.

(c) Estadístico t no robusto a heterocedasticidad en  $1 - \partial sf / \partial yf + \partial sf / \partial se = 0$ .

(d) Estadístico t no robusto a heterocedasticidad en  $1 - \partial sf / \partial yf + \partial sf / \partial sg = 0$ .

(e) Contraste de igualdad de coeficientes descrito en el apéndice III, que se distribuye como una F con los grados de libertad que figuran entre paréntesis.

instrumentales. En la medida en que el contraste realizado sobre efectos fijos frente a aleatorios conduce a rechazar la nula de ausencia de correlación entre los efectos individuales de país y los demás regresores (véase última fila del cuadro A.1 del anejo a este capítulo), se adopta el modelo de efectos fijos. Concretamente, se utilizan como instrumentos el segundo y el tercer retardo de la renta disponible de las familias, el ahorro empresarial y el público, siempre que están presentes, y el valor con-

temporáneo y el primer retardo de las variables que se consideran exógenas ( $u_t$ ,  $\pi_t$ ,  $rl_t$  y  $rc_t$ ), y que aparecen en la especificación. Se presentan, exclusivamente, los resultados obtenidos bajo el modelo en primeras diferencias (16), ya que los resultados obtenidos en niveles con variables artificiales (e incluyéndolas como instrumentos) parecen tener problemas de autocorrelación, y esta especificación facilita la comparación con el modelo dinámico tratado más adelante. En el cuadro se incluye el resultado del *test* de Sargan de restricciones de sobreidentificación, que se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2$ . Se recogen, asimismo, contrastes de correlación de los residuos de primero y de segundo orden, que se reflejan en las filas «1<sup>er</sup> orden» y «2<sup>o</sup> orden», y que se distribuyen asintóticamente como una normal estándar. Las filas antepenúltima y penúltima serán comentadas más adelante, mientras que la última fila recoge un contraste de igualdad de coeficientes, cuya descripción se presenta en el apéndice III y que se distribuye como una F. Sucintamente, este contraste pretende dilucidar si la restricción impuesta de igualdad de coeficientes para todos los países es admisible por los datos. Los estadísticos *t* presentados son robustos a heterocedasticidad.

Los resultados cualitativos son prácticamente idénticos bajo las dos definiciones de las variables elegidas (con tipos de cambio o ppc), en el sentido de que el signo de la relación de dependencia del ahorro con respecto a las distintas variables explicativas es el mismo (17).

En primer lugar, el ahorro empresarial aparece, sistemáticamente, con signo negativo, y es significativo estadísticamente. Por su parte, el público parece tener una incidencia negativa sobre el ahorro familiar, pero carece de poder explicativo bajo las dos definiciones, de manera que puede hablarse de sustitución entre ahorro de las familias y de las empresas, pero no entre ahorro de las familias y público. En otras palabras, las decisiones de ahorro del sector familias vienen influidas por las decisiones de ahorro del sector empresarial.

---

(16) La estimación en primeras diferencias por MCO proporciona los siguientes resultados:

En ecus:

$\Delta sf_t =$	0,20	$\Delta yf_t$	-0,17	$\Delta se_t$	-0,44	$\Delta sg_t$	+0,74	$\Delta \pi_t$	-0,08	$\Delta rl_t$	+0,92	$\Delta rc_t$	+0,01	$\Delta u_t$
	(6,11)		(2,09)		(4,76)		(1,76)		(0,17)		(3,33)		(0,37)	

En ppc:

$\Delta sf_t =$	0,19	$\Delta yf_t$	-0,18	$\Delta se_t$	-0,43	$\Delta sg_t$	+0,79	$\Delta \pi_t$	-0,23	$\Delta rl_t$	+1,17	$\Delta rc_t$	+0,01	$\Delta u_t$
	(6,21)		(2,29)		(5,52)		(1,61)		(0,40)		(3,43)		(0,40)	

donde, entre paréntesis, figura el valor del estadístico *t* robusto a heterocedasticidad. Obsérvense las diferencias con las estimaciones en niveles presentadas en el cuadro A.1 del anejo a este capítulo, obtenidas con la transformación en desviaciones ortogonales.

(17) La estimación con las variables definidas en moneda nacional conduce a un resultado numérico muy distinto, aunque cualitativamente similar, debido a que la variación en la variable dependiente y en las explicativas es mucho mayor, a causa, exclusivamente, de la unidad de medida elegida.

Los resultados del contraste de sobreidentificación parecen indicar que los instrumentos son adecuados en todos los casos, y no se detecta autocorrelación de primero ni de segundo orden, por lo que no se hace necesario realizar ningún tipo de corrección.

El resultado del contraste sobre la sustitución perfecta entre ahorro familiar y los demás componentes del ahorro nacional se resume en la fila antepenúltima, donde se refleja la sustituibilidad del ahorro empresarial, y en la penúltima, donde se presenta la del sector público. Concretamente, en estas filas se recoge el estadístico t de

$$1 - \frac{\partial sf}{\partial yf} + \frac{\partial sf}{\partial se} \text{ y } 1 - \frac{\partial sf}{\partial yf} + \frac{\partial sf}{\partial sg},$$

respectivamente, de manera que, cuando no se puede rechazar la hipótesis nula de que estas expresiones son cero, no se puede rechazar que la sustitución sea perfecta. De los resultados presentados, se concluye que la restricción, en el caso del ahorro empresarial, se puede rechazar marginalmente cuando la especificación es en ppc, y no se puede rechazar solo cuando la especificación es en ecus. Con respecto al ahorro público, en todos los casos se rechaza la nula. Existe, pues, cierta evidencia de sustitución parcial en relación con el ahorro empresarial, y, por el contrario, las decisiones de ahorro familiar no parecen alterarse con los cambios en el ahorro público.

En cuanto a las dos variables que podrían recoger el efecto de la incertidumbre sobre las decisiones de ahorro ( $u_t$  y  $\pi_t$ ), parece que tienen el signo positivo esperado, de manera que aumentos en estas variables se traducen en aumentos en el ahorro familiar, aunque no son estadísticamente significativos. Por su parte, la relación entre ahorro y tipo de interés aparece siempre como positiva, por lo que podría concluirse que domina el efecto sustitución. En cualquier caso, el valor de los estadísticos t es muy reducido cuando se incluyen todas las explicativas [columnas (1) y (4)], debido, seguramente, a la presencia de cierta multicolinealidad entre las variables de incertidumbre entre sí, por una parte, y las de tipos de interés a corto y a largo, por otra. Con el objetivo de eludir este problema, se opta por estimar el modelo incluyendo solo una de ellas en cada especificación, con el resultado de que la variable de tipo de interés a corto plazo sigue manteniendo su poder explicativo, pero, en cambio, el resto de las variables presentan un valor del estadístico t muy reducido, por lo que se opta por prescindir de ellas en la especificación final [columnas (3) y (6)]. Cabe señalar que el tipo de interés a corto plazo puede estar aproximando el tipo a largo, ya que este es más difícil de medir.

El contraste de la restricción de igualdad de coeficientes para todos los países, recogido en la última fila, no permite rechazar la hipótesis

nula, por lo que puede hablarse de homogeneidad entre países en la consideración de los componentes de la renta, relevantes para las decisiones de ahorro. Por lo tanto, los coeficientes estimados y recogidos en el cuadro sintetizan adecuadamente el comportamiento de este grupo de países, en el sentido de que las peculiaridades nacionales no presentan diferencias estadísticamente significativas entre ellas (18).

Una forma de calibrar el papel que el tratamiento de la endogenidad ha desempeñado en la obtención de los resultados es la de presentar estimadores intragrupos o en desviaciones ortogonales del modelo en niveles, que hubieran sido consistentes si todos los regresores fueran exógenos. En el cuadro A.1 del anejo a este capítulo, se ofrecen estas estimaciones, en las que destaca el papel que desempeñan las variables de incertidumbre y el nulo papel del ahorro empresarial, que no aparece como estadísticamente significativo. Asimismo, en la última fila de aquel cuadro se recoge el valor del contraste de Hausman, sobre la hipótesis de que los efectos individuales no están correlacionados con los regresores o, de forma equivalente, un contraste de efectos fijos frente a aleatorios. Se observa que en todos los casos se puede rechazar la nula de ausencia de correlación, por lo que los estimadores de efectos fijos son los adecuados para analizar esta relación. Tal como ilustra la comparación de los cuadros III.2 y A.1, la ausencia de un tratamiento adecuado de la endogenidad, o su falta de consideración, conlleva problemas de consistencia que pueden resultar determinantes para las conclusiones obtenidas.

Cabe aventurar, pues, que, conforme a la evidencia recogida aquí, y presentada en el cuadro III.2, un aumento en la demanda final del sector público, que no viniera acompañado de mayores impuestos netos de transferencias (es decir, una reducción del ahorro del sector público), no comportaría un aumento en el ahorro de las familias, que compensara, aunque solo fuera parcialmente, la reducción en el ahorro público asociada a esta variación en el gasto público. La presión al alza sobre los tipos de interés que cabría ejercer, *ceteris paribus*, la financiación de este déficit podría tener, en cambio, un impacto positivo sobre el ahorro familiar. Teniendo en cuenta solo el primer efecto, el ahorro nacional disminuiría, en igual medida en que lo haría el ahorro público, y la actuación del segundo de estos efectos llevaría a que se observara un aumento del ahorro familiar. En cambio, una reducción en los impuestos que recaen sobre las empresas y su sustitución por impuestos que recaen sobre las familias comportaría un aumento en el ahorro empresarial que sería

---

(18) En el apéndice III, puede encontrarse una discusión sobre los distintos contrastes que pueden realizarse sobre las restricciones de igualdad de coeficientes impuestas para todos los países. En el cuadro A.III.1 de aquel apéndice, pueden encontrarse los resultados de las estimaciones individuales.

compensado con una disminución del ahorro de las familias, ya que estas rasgan el velo societario.

### III.4.3. Estimaciones con la renta permanente

En la medida en que se considere que los valores corrientes de las variables, o bien no son los principales determinantes de las decisiones de ahorro, o bien no constituyen una buena aproximación a los valores permanentes de las variables, se hace necesario postular otro marco de análisis. Aquí se opta por la especificación recogida en las ecuaciones [III.3] y [III.3'], teniendo en cuenta el mecanismo de expectativas adaptativas formulado en [III.2].

El modelo se estima en primeras diferencias, y se utilizan como instrumentos los retardos tercero y cuarto de la renta disponible, del ahorro empresarial, público y de las familias, y la contemporánea y los retardos primero y segundo de las variables exógenas ( $u_t$ ,  $\pi_t$ ,  $rl_t$  y  $rc_t$ ) presentes en la especificación. Los resultados obtenidos se presentan en el cuadro III.3 (19). Las columnas (1) a (3) y (5) a (7) se corresponden con el modelo de la ecuación [III.3], mientras que las columnas (4) y (8) se refieren a una versión de la ecuación [III.3'].

En las columnas (1) y (5), se recogen los resultados obtenidos con el modelo más general, donde se han incluido todas las variables explicativas, con las definiciones en ecus y en ppc, respectivamente. Bajo esta especificación, ni el ahorro empresarial ni el público aparecen como estadísticamente significativos. En todos los casos, los signos de la relación son los esperados: negativos para las variables de ahorro, y positivos para las variables de incertidumbre, que aparecen como estadísticamente significativas. Asimismo, las variables de tipo de interés aparecen con signo positivo, tal como ocurría en la especificación con las variables corrientes, pero no aparecen como significativas.

Las pruebas realizadas para acotar las variables con mayor poder explicativo llevan a poder afirmar que el ahorro empresarial tiene, a corto

---

(19) La estimación por MCO del modelo en primeras diferencias proporciona los siguientes resultados:

En ecus:

$\Delta sf_t = 0,33$	$\Delta yf_t$	$-0,20$	$\Delta se_t$	$-0,38$	$\Delta sg_t$	$+1,11$	$\Delta \pi_t$	$+0,21$	$\Delta rl_t$	$+0,87$	$\Delta rc_t$	$+0,02$	$\Delta u_t$	$-0,19$	$\Delta c_{t-1}$
(6,95)		(3,31)		(6,66)		(2,19)		(0,31)		(2,07)		(0,47)		(3,88)	

En ppc:

$\Delta sf_t = 0,32$	$\Delta yf_t$	$-0,21$	$\Delta se_t$	$-0,39$	$\Delta sg_t$	$+1,23$	$\Delta \pi_t$	$+0,09$	$\Delta rl_t$	$+1,12$	$\Delta rc_t$	$+0,02$	$\Delta u_t$	$-0,18$	$\Delta c_{t-1}$
(6,81)		(3,73)		(6,54)		(2,01)		(0,12)		(2,28)		(0,36)		(3,62)	

donde, entre paréntesis, figura el valor del estadístico t robusto a heterocedasticidad.

**SUSTITUCIÓN DIRECTA ENTRE COMPONENTES DEL AHORRO**  
**Valores permanentes de las variables. Modelo dinámico (a)**

	<i>En ecus de 1985</i>				<i>En ppc de 1985</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta yf_t$	0,58 (4,64)**	0,52 (5,21)**	0,54 (3,07)**	0,79 (5,27)**	0,59 (4,21)**	0,57 (5,69)**	0,50 (3,02)**	0,68 (4,88)**
$\Delta se_t$	-0,15 (1,11)	-0,28 (1,91)*	-0,22 (2,59)**	-0,40 (1,99)**	-0,15 (1,07)	-0,30 (1,80)*	-0,23 (3,80)**	-0,30 (1,47)
$\Delta sg_t$	-0,09 (1,37)	-0,28 (3,30)**	-0,01 (0,09)	-0,35 (3,32)**	-0,09 (1,16)	-0,28 (3,27)**	-0,03 (0,26)	-0,34 (3,98)**
$\Delta u_t$	0,12 (2,39)**	—	0,15 (8,33)**	—	0,14 (2,10)**	—	0,18 (9,39)**	—
$\Delta \pi_t$	1,92 (2,65)**	1,10 (1,68)*	—	1,25 (1,88)*	2,45 (2,78)**	1,41 (1,61)	—	1,56 (1,64)
$\Delta r_t$	1,43 (1,48)	—	—	—	1,84 (1,60)	—	—	—
$\Delta rc_t$	0,31 (1,00)	0,70 (3,04)**	—	0,51 (1,64)*	0,36 (0,84)	0,77 (2,25)**	—	0,67 (2,18)**
$\Delta c_{t-1}$	-0,49 (3,84)**	-0,42 (3,96)**	-0,41 (2,64)**	-0,73 (4,60)**	-0,51 (3,34)**	-0,48 (4,45)**	-0,38 (2,57)**	-0,62 (4,10)**
$\Delta se_{t-1}$	—	—	—	0,21 (1,89)*	—	—	—	0,10 (1,09)
$\Delta sg_{t-1}$	—	—	—	0,20 (1,58)	—	—	—	0,21 (1,89)*
<i>Test de Sargan(b)</i>	7,24 (12)	7,46 (8)	6,89 (6)	1,68 (6)	6,06 (12)	5,44 (8)	4,70 (6)	1,80 (6)
1 <sup>er</sup> orden	-1,88	-1,16	-1,78	-2,03	-2,07	-1,63	-1,65	-2,01
2 <sup>o</sup> orden	-1,86	-0,98	-1,26	-2,43	-2,02	-1,39	-0,86	-2,09
$H_0: (\partial sf/\partial se) = -1(c)$	1,74*	1,07	0,99	-0,41	2,04*	0,83	1,30	0,06
$H_0: (\partial sf/\partial \tau) = -1(d)$	2,23*	1,53	2,22*	-0,73	3,34*	1,47	3,09**	-0,15
$H_0: b_1 = b(e)$	—	2,74** [48,67]	2,30** [32,85]	—	—	2,41** [48,67]	2,05** [32,85]	—

(a) La estimación se ha realizado en primeras diferencias, y los instrumentos utilizados en todas las especificaciones han sido los retardos tercero y cuarto de  $yf_t$ ,  $se_t$ ,  $sg_t$  y  $sf_t$ , y la contemporánea y los retardos primero y segundo de  $u_t$ ,  $\pi_t$ ,  $r_t$  y  $rc_t$  presentes en la especificación. Entre paréntesis, figura el valor del estadístico t robusto a heterocedasticidad. T = 121.

(b) Contraste de sobreidentificación que se distribuye como una  $\chi^2$ , con los grados de libertad que figuran entre paréntesis.

(c) Estadístico t no robusto a heterocedasticidad en  $1 - \partial sf/\partial yf + \partial sf/\partial se = 0$ .

(d) Estadístico t no robusto a heterocedasticidad en  $1 - \partial sf/\partial yf + \partial sf/\partial sg = 0$ .

(e) Contraste de igualdad de pendientes para todos los países. Véase apéndice III para una descripción.



plazo, un efecto negativo y significativo sobre el ahorro familiar, mientras que la significatividad del ahorro público parece depender de la variable de incertidumbre que se adopte. Por una parte, si se incluyen la inflación como única variable de incertidumbre y el tipo de interés a corto o a largo [columnas (2) y (6)], tanto el ahorro público como el empresarial aparecen como estadísticamente significativos, con el signo negativo esperado. Sin embargo, cuando solo se incluye el paro para recoger incertidumbre, tanto si se incluyen variables de tipos de interés como si no, el ahorro público pierde toda capacidad explicativa, tal como se recoge en las columnas (3) y (7). Una posible explicación de este resultado debería buscarse en el carácter cíclico de los ingresos impositivos y, consecuentemente, del ahorro público, que dificultaría desentrañar el papel desempeñado por la variable  $u_t$  del desempeñado por  $sg_t$ . En cualquier caso, la tasa de variación del paro tiene un efecto positivo sobre el ahorro familiar, reforzando su interpretación como variable que mide la incertidumbre de la renta futura.

Los coeficientes estimados de los valores permanentes (o de largo plazo) y sus estadísticos  $t$  se presentan en el cuadro III.4, donde la numeración de las columnas se corresponde con la del cuadro III.3. El coeficiente de la renta gira en torno a 0,2, frente al 0,6 obtenido con los valores corrientes de las variables, lo que parece un valor razonable (implica un valor de 0,8 en relación con el consumo, frente al 0,4 obtenido con los valores corrientes de las variables). Los ahorros público y empresarial aparecen con el signo negativo esperado, y de nuevo se reproduce el resultado obtenido para el corto plazo de que la significatividad del ahorro público depende de si el paro está o no presente en la especificación. En cualquier caso, el ahorro empresarial aparece como significativo, con un valor del coeficiente que indica que la propensión marginal al ahorro de los beneficios no distribuidos es mayor que la de los componentes de la renta familiar, y, consecuentemente, la propensión marginal al consumo de este tipo de renta es inferior al que se observa con respecto a cualquier componente de la renta familiar disponible. Asimismo, la propensión marginal al consumo del ahorro empresarial permanente o de largo plazo es superior a la observada con respecto al ahorro empresarial corriente o de corto plazo. También el efecto de  $y_t^f$  sobre el consumo es menor en el corto que en el largo plazo. Por lo tanto, para ver cómo cambia la sustituibilidad entre el ahorro familiar y el empresarial a lo largo del tiempo, puede comprobarse si

$$\frac{-\gamma_2}{1 - \gamma_1} \geq \frac{-\alpha_2}{1 - \alpha_1} \quad [\text{III.8}]$$

Si hubiera sustitución total a largo plazo  $-\gamma_2/1 - \gamma_1 = 1$  y si la hubiera a corto  $-\alpha_2/1 - \alpha_1 = 1$ , pero en cualquier caso cabe esperar que la relación

## COEFICIENTES ESTIMADOS DE LARGO PLAZO (a)

	En ecus de 1985				En ppc de 1985			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta yf_t$	0,18 (2,95)	0,17 (2,89)	0,21 (2,18)	0,21 (1,80)	0,16 (2,85)	0,18 (2,63)	0,19 (2,27)	0,16 (2,34)
$\Delta se$	-0,30 (1,22)	-0,49 (2,33)	-0,38 (1,74)	-0,68 (0,92)	-0,31 (1,32)	-0,57 (2,19)	-0,37 (2,27)	-0,52 (1,27)
$\Delta sg$	-0,18 (1,17)	-0,48 (2,69)	-0,02 (0,09)	0,54 (1,21)	-0,18 (1,48)	-0,54 (3,55)	0,05 (0,26)	-0,33 (1,41)
$\Delta u$	0,25 (1,68)	—	0,26 (2,99)	—	0,29 (1,38)	—	0,30 (3,23)	—
$\Delta \pi$	3,80 (1,77)	1,91 (1,33)	—	4,67 (1,05)	4,99 (1,64)	2,70 (1,26)	—	4,12 (1,11)
$\Delta rl$	2,82 (1,48)	—	—	—	3,76 (1,73)	—	—	—
$\Delta rc$	0,61 (0,91)	1,21 (3,46)	—	1,90 (1,36)	0,73 (0,77)	1,47 (2,62)	—	1,78 (1,99)
$H_0: (\partial sf / \partial se) = -1$	2,31	1,92	1,45	0,12	2,87	1,03	2,05	0,73
$H_0: (\partial sf / \partial \tau) = -1$	3,78	2,05	3,01	0,53	15,06	1,98	4,98	2,27

(a) Los estadísticos t se obtienen a partir de un desarrollo de Taylor.

entre ambas *ratios* sea la representada por [III.8] (20). En realidad, los contrastes realizados no permiten rechazar, en algunos casos, la hipótesis nula de que la sustitución entre el ahorro de las familias y el de las empresas es perfecta en el corto plazo (filas antepenúltima y penúltima del cuadro III.3), mientras que en el largo plazo se tiende a rechazar esta hipótesis. Cabe señalar, sin embargo, que, cuando se tienen en cuenta las estimaciones puntuales y se analiza la evolución de la *ratio* entre propensiones marginales al consumo (o al ahorro), se observa que, a lo largo del tiempo, esta razón se mantiene constante, lo que puede ser indicativo de que el grado de sustituibilidad entre el ahorro familiar y el empresarial no

(20) Agradezco a A. Zabalza la sugerencia de analizar esta cuestión desde este enfoque, centrado sobre el valor puntual de los coeficientes. En términos de consumo, cabe esperar que la sustituibilidad a lo largo del tiempo cambie de tal manera que  $C_{se}^I / C_{yf}^I \geq C_{se}^C / C_{yf}^C$ , donde  $C_x^I$  y  $C_x^C$  indican la propensión marginal al consumo con respecto a  $x$ , en el largo y en el corto plazo, respectivamente.

cambia a lo largo del tiempo (21). Por otra parte, los resultados obtenidos para el ahorro del sector público, cuando las variables incluidas son únicamente los valores corrientes (cuadro III.2), no recogían ninguna respuesta del ahorro familiar ante variaciones en el público, mientras que, cuando se especifica en términos de valores permanentes de las variables, se observa sustitución parcial entre estos componentes del ahorro.

Asimismo, en el largo plazo, la inflación no tiene efectos significativos sobre el ahorro, ya que la incertidumbre se despeja, mientras que los tipos a corto inciden positivamente sobre las decisiones de ahorro de las familias.

Determinar si son los valores corrientes de las variables, de manera que el ajuste es instantáneo, o bien son los permanentes los que influyen en las decisiones de ahorro de las familias, puede verse, sencillamente, como un contraste sobre la significatividad estadística de los retardos de las variables explicativas en la especificación. La inclusión de valores retrasados de todas las variables endógenas y exógenas no ha producido ningún resultado claro, debido, seguramente, al reducido número de grados de libertad. Es decir, cuando se incluyen todos los retardos, no aparece como estadísticamente significativo ninguno de ellos, con la excepción del retardo del consumo (22). En realidad, cuando se prueba sin el consumo retrasado un período, los retardos del resto de las variables siguen sin aparecer como estadísticamente significativos. Por lo tanto, cabría pensar que las decisiones de ahorro se toman en función de los valores permanentes, tanto de la renta disponible como del resto de las variables, tal como se deduce de los resultados presentados en las columnas (1) a (3) y (5) a (7).

Un análisis más detallado confirma que los valores esperados de las variables exógenas (de incertidumbre y coste del endeudamiento y de

(21) La magnitud de los intervalos de confianza puede explicar que los resultados recogidos en las filas  $H_0: \partial sf / \partial se = -1$  reflejen un comportamiento más acorde con la hipótesis de sustitución total en el corto que en el largo plazo, mientras que la razón de propensiones no recoja tal cambio.

(22) La estimación por MCO del modelo en primeras diferencias proporciona los siguientes resultados:

En ecus:

$\Delta sf_t =$	0,32 (6,99)	$\Delta yf_t$	-0,21 (3,39)	$\Delta se_t$	-0,39 (6,84)	$\Delta sg_t$	+1,18 (2,15)	$\Delta \pi_t$	+0,38 (0,53)	$\Delta r_t$	+0,77 (1,88)	$\Delta rc_t$	+0,002 (0,03)	$\Delta u_t$
	-0,02 (4,11)	$\Delta c_{t-1}$	+0,08 (1,21)	$\Delta se_{t-1}$	+0,09 (1,67)	$\Delta sg_{t-1}$	+0,32 (0,55)	$\Delta \pi_{t-1}$	+0,55 (0,87)	$\Delta r_{t-1}$	-0,39 (0,91)	$\Delta rc_{t-1}$	-0,006 (0,14)	$\Delta u_{t-1}$

En ppc:

$\Delta sf_t =$	0,31 (6,94)	$\Delta yf_t$	-0,22 (3,87)	$\Delta se_t$	-0,38 (6,39)	$\Delta sg_t$	+1,32 (2,01)	$\Delta \pi_t$	+0,34 (0,40)	$\Delta r_t$	+0,96 (1,98)	$\Delta rc_t$	-0,0002 (0,004)	$\Delta u_t$
	-0,19 (3,81)	$\Delta c_{t-1}$	+0,08 (1,32)	$\Delta se_{t-1}$	+0,10 (1,78)	$\Delta sg_{t-1}$	+0,54 (0,75)	$\Delta \pi_{t-1}$	+0,92 (1,22)	$\Delta r_{t-1}$	-0,57 (1,14)	$\Delta rc_{t-1}$	-0,003 (0,05)	$\Delta u_{t-1}$

donde, entre paréntesis, figura el valor del estadístico t robusto a heterocedasticidad.

oportunidad) son los relevantes, ya que en ningún caso su retardo aparece como significativo. En cambio, para las dos variables de ahorro, la evidencia recogida es más ambigua. En concreto, y tal como se refleja en la columna (4) del cuadro III.3, bajo la especificación en ecus, el retardo del ahorro público no aparece como estadísticamente significativo, mientras que el del ahorro empresarial, marginalmente, sí. En cambio, bajo la especificación en ppc [columna (8)], el retardo del público aparece como marginalmente significativo, mientras que el retardo del ahorro empresarial carece de toda significatividad estadística. Cuando se incluye el paro como variable explicativa, ninguno de los dos retardos aparece como estadísticamente significativo. Por lo tanto, parece dominar el resultado de que la respuesta del ahorro familiar a estas variables sigue un proceso de ajuste a lo largo del tiempo y depende de sus valores permanentes.

Parece, así, que hay evidencia de que las decisiones de las familias en materia de ahorro se toman en función del valor esperado o permanente de la renta disponible, los tipos de interés y la inflación. En cambio, no parece que la evidencia sea tan sólida en cuanto al papel desempeñado por los valores permanentes de los ahorros público y empresarial, aunque parece que predominen los valores permanentes frente al ajuste instantáneo.

El contraste sobre la homogeneidad de la respuesta del ahorro de las familias a las variables en los diferentes países, cuando se postula que las decisiones se adoptan tomando los valores esperados de las variables, parece señalar que las diferencias entre países son significativas.

### **III.5. Resumen y conclusiones**

Las decisiones de ahorro del sector público y del sector empresarial pueden desempeñar un papel más o menos importante en la determinación de la renta disponible de las familias, y, a través de ella, incidir sobre las decisiones de ahorro de este sector. Adicionalmente, también pueden afectar directamente a la decisión de posponer consumo adoptada por las familias, si estas consideran el ahorro de estos sectores como un sustituto perfecto o imperfecto del propio. Las razones que pueden justificar tal comportamiento deben buscarse, por una parte, en que las familias son las propietarias últimas de las empresas, y, por lo tanto, son capaces de rasgar el velo societario y coordinar su actuación con la de las empresas. Por otra parte, las familias, con su voto, orientan las decisiones de política fiscal y, consecuentemente, las del ahorro del sector público, lo que les permite consolidar su actividad con la de este sector.

De la evidencia recogida aquí se desprende que variaciones en el ahorro público, a corto plazo, no afectan al ahorro de las familias, si no

es vía renta disponible. En concreto, una subida de impuestos dirigida a contraer el consumo será efectiva en el corto plazo, es decir, si esta subida no se ve como permanente, ya que, al reducirse la renta disponible, tanto el consumo como el ahorro se contraerán. Sin embargo, si este cambio se mantiene de manera que se produce un aumento permanente en el ahorro público, que afecte o no a la renta disponible, la relación entre ambos componentes pasa a tener carácter sustitutivo, lo que comporta una reducción en el ahorro familiar de tal magnitud, que, sin embargo, el ahorro nacional aumenta, impulsado por el crecimiento del ahorro público. Consecuentemente, si no se altera la renta disponible de las familias (p. ej., con una disminución del consumo público), se produce un aumento del consumo privado. En cambio, en el largo plazo, una variación en los impuestos que implique un mayor déficit público será poco efectivo para alterar el consumo, ya que la mayor parte del ajuste se realizará vía ahorro. En cambio, si la variación en los impuestos que determinan la renta disponible de las familias va acompañada de una modificación de los gastos que no lo altera (p. ej., una variación en inversión), de manera que el ahorro público se mantiene constante, la política fiscal afectará al consumo y al ahorro en la dirección deseada.

Por otra parte, los resultados presentados indican que, mientras en el corto plazo las redistribuciones de renta a favor de las sociedades (aumento en el ahorro societario) y en detrimento de la renta disponible de las familias (menores beneficios distribuidos) se pueden ver, en algunos casos, exactamente compensados con disminuciones en el ahorro familiar, en el largo plazo se afectará el nivel del ahorro privado, produciéndose un incremento de menor cuantía que el observado en el componente empresarial (23). Por lo tanto, en el largo plazo, no solo se producen alteraciones en la composición del ahorro nacional, sino también en el nivel. De ello se deduce que toda política tributaria recaudatoriamente neutral, encaminada a estimular de forma permanente el reparto de beneficios por parte de las empresas, vendrá acompañada de un aumento en el ahorro de las familias, pero también de su consumo. En realidad, en el largo plazo, el ahorro privado variará su nivel en la misma dirección que el cambio inicial en el ahorro empresarial, pero en menor cuantía. Así, la atenuación de la doble imposición de dividendos en el impuesto sobre la renta, en la medida en que puede actuar de estímulo al reparto de beneficios, conducirá a un mayor esfuerzo ahorrador por parte de las familias, pero a una reducción en el ahorro privado. El aumento en la renta disponible se ahorrará parcialmente, y el consumo privado crecerá ligeramente a largo. El ahorro nacional no solo verá alterada su composición, sino

---

(23) La comparación entre las *ratios* de las propensiones marginales al consumo o al ahorro de la renta empresarial y familiar parece señalar que el mismo grado de sustituibilidad se observa en el corto que en el largo plazo.

que también experimentará una reducción. En realidad, para afectar al nivel de consumo privado a largo plazo será más efectivo si se producen modificaciones en el gasto público, que no vengan acompañadas de variaciones en los impuestos que incidan sobre el nivel de la renta disponible de las familias.

El resultado obtenido para el sector público coincide, para el corto plazo, con el presentado en Koskela y Viren (1986), donde se concluye que el ahorro público tiene solo un efecto (temporal) a corto plazo sobre el consumo privado, mientras que, a largo, su impacto es nulo. La no utilización de variables instrumentales, cuando el modelo especificado así lo requiere, puede estar en la base de tal discrepancia. En cambio, los resultados obtenidos para el ahorro empresarial son cualitativamente los mismos, y van en la misma dirección que los presentados en Marchante (1986) para el largo plazo.

Asimismo, de los resultados obtenidos aquí, se puede concluir que la tasa esperada de variación de los precios influye a corto plazo de forma positiva sobre las decisiones de ahorro de las familias: a mayor inflación esperada, mayor ahorro. Generalmente, una mayor inflación implica una mayor variabilidad de precios relativos, por lo que se produce una asociación positiva entre aumento de precios e incertidumbre, asociación que puede explicar el signo estimado de la relación entre inflación y ahorro. La tasa de variación del desempleo también puede aproximar estos factores de incertidumbre, por lo que el hallazgo de una influencia positiva sobre el ahorro puede verse como una confirmación de esta interpretación. Asimismo, a la luz de los resultados presentados, puede concluirse que los tipos de interés reales a corto plazo, tanto los observados como los esperados, inciden sobre las decisiones de ahorro con signo positivo. En la medida en que los tipos a corto recojan el coste real del endeudamiento, el resultado obtenido recoge la relación negativa que cabe esperar entre precio y demanda: a mayor coste del endeudamiento, menor demanda de crédito, y menor consumo, y, por lo tanto, mayor ahorro. Cuando los tipos de interés suben, las familias prefieren ahorrar y no endeudarse para consumir.

En cualquier caso, cabe destacar que las decisiones de ahorro de las familias se toman en función del valor permanente de su renta disponible, considerándose que el ahorro empresarial forma parte de ella, aunque con una incidencia diferenciada en relación con otros componentes de la renta. Asimismo, el papel desempeñado por el sector público es clave, ya que sus decisiones de ahorro de carácter permanente forman parte de las variables relevantes para las decisiones de ahorro del sector familias, independientemente de su impacto sobre la renta disponible. Ignorar la existencia de tales movimientos compensatorios puede conducir al fracaso de las políticas encaminadas a estimular el ahorro.

# ANEJO

CUADRO A.1

## SUSTITUCIÓN DIRECTA ENTRE COMPONENTES DEL AHORRO Modelo estático (Ecuación [III.1]) (a)

	En ecus de 1985				En ppc de 1985			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$yf_t$	0,07 (3,04)**	0,07 (2,50)**	0,08 (2,95)**	0,08 (2,81)**	0,09 (3,07)**	0,09 (2,53)**	0,10 (3,30)**	0,10 (3,28)**
$se_t$	0,02 (0,18)	-0,02 (0,22)	—	—	0,04 (0,57)	-0,005 (0,08)	—	—
$sg_t$	-0,23 (1,35)	-0,29 (1,95)*	-0,34 (2,08)**	-0,30 (2,01)**	-0,18 (1,17)	-0,25 (1,88)*	-0,31 (2,09)**	-0,26 (1,90)*
$u_t$	0,13 (1,46)	—	0,23 (2,12)**	—	0,17 (1,67)*	—	0,30 (2,22)**	—
$\pi_t$	2,55 (3,81)**	2,18 (5,89)**	—	1,97 (4,07)**	3,41 (5,08)**	2,82 (8,38)**	—	2,60 (5,29)**
$rl_t$	1,27 (0,79)	—	-1,32 (1,48)	—	1,91 (1,04)	—	-1,83 (1,86)*	—
$rc_t$	0,20 (0,22)	0,60 (0,83)	—	—	-0,03 (0,02)	0,58 (0,67)	—	—
1 <sup>er</sup> orden	-0,19	-0,31	-0,56	-0,37	-0,68	-0,82	-0,89	-0,77
2 <sup>o</sup> orden	-0,36	-0,15	0,33	-0,08	-0,98	-0,82	-0,04	-0,65
RSS	2,51	2,60	2,87	2,63	3,26	3,43	3,85	3,45
TSS	4,52	4,52	4,52	4,52	6,27	6,27	6,27	6,27
$H_0: (\partial sf / \partial se) = -1(b)$	10,54*	10,23*	—	—	11,78	11,30	—	—
$H_0: (\partial sf / \partial \tau) = -1(c)$	10,64*	11,32*	9,80*	12,60*	10,96*	11,44*	9,70*	12,86*
$H_0: a_i, b = a_i, b_i(d)$	6,16*	9,17*	5,44*	7,88*	5,52*	8,29*	4,59*	6,51*
$H_0: a_i, b = a_i, b(e)$	40,71*	41,22*	66,40*	97,49*	44,80*	43,74*	62,94*	89,00*
$\chi^2(f)$	30,68*	25,24*	13,29*	5,15*	32,76*	25,41*	16,40*	12,34*

(a) Estimación en desviaciones ortogonales. Estadísticos t robustos a heterocedasticidad. T = 139.

(b) Estadístico t no robusto a heterocedasticidad en  $1 - \partial sf / \partial yf + \partial sf / \partial se = 0$ .

(c) Estadístico t no robusto a heterocedasticidad en  $1 - \partial sf / \partial yf + \partial sf / \partial sg = 0$ .

(d) Estadístico F descrito en el apéndice III para el contraste de igualdad de coeficientes entre países, donde  $c_i$  son las constantes, y  $b_i$  las pendientes. En las columnas (1) y (5), se distribuye con 56 y 76 grados de libertad; en las (2) y (6), con 40 y 94; en las columnas (3) y (7), con 32 y 103; y en las columnas (4) y (8), con 24 y 12 grados de libertad.

(e) Estadístico F descrito en el apéndice III para el contraste de igualdad de coeficientes entre países, donde  $c_i$  son las constantes, y  $b_i$  las pendientes. En las columnas (1) y (5), se distribuye con 56 y 76 grados de libertad; en las (2) y (6), con 8 y 134; en las columnas (3) y (7), con 8 y 135; y en las columnas (4) y (8), con 8 y 136 grados de libertad.

(f) Contraste de Hausman de efectos fijos frente a aleatorios. Se distribuye como una  $\chi^2$  con 7 grados de libertad en las columnas (1) y (5), con 5 en las columnas (2) y (6), con 4 en las columnas (3) y (7) y con 3 en las columnas (4) y (8).

## IV

### AHORRO DE LAS FAMILIAS Y FINANCIACIÓN DEL DÉFICIT PÚBLICO

#### IV.1. Introducción

En este capítulo, se intenta dar respuesta a la pregunta de si la financiación del déficit público es, empíricamente, relevante para las decisiones de ahorro. Se trata de determinar si la financiación del gasto público tiene efectos distintos sobre el consumo y el ahorro, según se realice mediante la emisión de deuda, o se obtenga por vía impositiva. La hipótesis de equivalencia ricardiana sostiene que los agentes descuentan los futuros impuestos implícitos en la deuda, de manera que sus efectos reales no difieren de los derivados de los impuestos. En otras palabras, este supuesto de comportamiento se basa en la observación de que los déficit únicamente retrasan el pago de impuestos, y, dado que el momento del pago no afecta a la restricción presupuestaria intertemporal del individuo, no puede afectar a sus decisiones de consumo. En realidad, la hipótesis de equivalencia ricardiana en su enfoque más actual puede verse sencillamente como una implicación de la hipótesis de ciclo vital/renta permanente, en un marco donde la presencia del sector público se manifiesta a través de su consumo, de los impuestos y de la deuda.

El debate sobre la hipótesis ricardiana cuestiona distintos aspectos de los efectos que los métodos alternativos de financiar el déficit tienen sobre la elección entre consumo e inversión. El contraste de esta hipótesis ha sido abordado en un amplio abanico de trabajos, que han sido objeto de revisión en Bernheim (1987) y en Seater (1993). Los trabajos empíricos de Kochin (1974), Barro (1974), Feldstein (1974, 1982), Kormendi (1983), Feldstein y Elmendorf (1990) reflejan, en gran parte, los principales enfoques seguidos para analizar esta cuestión en la perspectiva de la estimación de una función de consumo.



Según la revisión realizada por Seater (1993), el artículo de Kormendi (1983) anida esencialmente todos los contrastes previos de equivalencia ricardiana. En su trabajo, Kormendi se propone discriminar entre un comportamiento acorde con los postulados keynesianos, frente a uno que responda a lo que él denomina enfoque consolidado, y que implica la satisfacción simultánea de la hipótesis ricardiana y de que las familias integran sus cuentas con las del sector empresarial —hipótesis de ausencia de velo societario—. En concreto, según este supuesto de comportamiento, los consumidores actúan como si consolidaran sus cuentas con las del sector público y las del sector empresarial, de manera que la distribución de la renta nacional entre los distintos sectores no afecta a sus decisiones de consumo/ahorro. Así, la renta nacional y la riqueza (sin deuda pública) constituyen los únicos determinantes del consumo, y ni los impuestos, ni el ahorro empresarial (los beneficios no distribuidos) tienen una incidencia diferencial. La principal conclusión que obtiene Kormendi, a partir de la estimación de una función de consumo, es que los consumidores consideran que el gasto público constituye la verdadera medida de la detracción de recursos privados por parte del sector público, y que, por lo tanto, dado el gasto, no responden a cambios en los impuestos. Los resultados que obtiene para la deuda pública no son tan concluyentes, pues el coeficiente estimado es negativo y estadísticamente significativo, justificándolo en términos de incertidumbre sobre los flujos futuros de impuestos y de rentas.

El artículo de Fuster (1993) constituye uno de los primeros trabajos en esta área, donde se utilizan datos de panel. En concreto, Fuster contrasta la satisfacción de la hipótesis ricardiana en cuatro países de la Unión Europea, aplicando la metodología de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE), pero sin utilizar variables *stock*. El enfoque en aquel trabajo sigue el propuesto en Kochin (1974), y que también es seguido en González-Páramo y Raymond (1987) para el caso español, por el que se realiza el contraste utilizando únicamente variables de flujo: en concreto, el déficit. La conclusión alcanzada es que la hipótesis de equivalencia ricardiana no se satisface en sentido estricto en estos países, pero, en cambio, parece que el sector privado, en la mayoría de los casos, anticipa parcialmente los mayores impuestos futuros que el déficit presente comporta. Asimismo, Marchante (1986) utiliza datos de panel para contrastar la hipótesis de que las familias rasgan el velo societario para un conjunto de trece países de la OCDE, a partir de la estimación de una función de ahorro privado. Su principal conclusión es que una reducción en los dividendos incrementa el ahorro privado en una proporción muy reducida a largo plazo.

En este capítulo, se estima la función de consumo agregado propuesta por Kormendi, con las reformulaciones contenidas en Kormendi y Meguire (1990), que se integra dentro del marco de la hipótesis de ciclo

vital/renta permanente. La estimación se realiza sobre un conjunto de países de la Unión Europea en el período 1970-1990, con el objetivo de contrastar si en este caso se obtienen las mismas conclusiones. No obstante, el análisis se centrará en determinar si los consumidores actúan en consonancia con la hipótesis ricardiana y la de ausencia de velo societario, admitiendo, asimismo, la posibilidad de que la relación entre el consumo público y el privado sea de complementariedad o de independencia, y no únicamente de sustitución, tal como postula Kormendi. La principal aportación del capítulo es la aplicación a datos de panel de este enfoque, que permite el contraste de ambas hipótesis de comportamiento, a la vez y por separado.

En el siguiente apartado, se repasa el modelo empírico formulado por aquel autor, proponiendo la interpretación de los coeficientes que es más acorde con las dos hipótesis de comportamiento que se pretende contrastar. El apartado IV.3 contiene los resultados obtenidos bajo una especificación estática del modelo, y el IV.4 propone contrastes adicionales de la especificación, incluyendo un análisis dinámico. En el apartado IV.5, se discute el papel del nivel de endeudamiento público y de la renta *per cápita* en la determinación de los efectos que las variables del sector público y los beneficios no distribuidos tienen sobre el consumo de las familias. En el último apartado, se presenta un resumen y se recogen las conclusiones.

## **IV.2. Modelo empírico**

En este apartado, se revisa el modelo utilizado en Kormendi para sustentar su análisis empírico, y que constituye la base sobre la que se desarrolla este capítulo.

Inicialmente, se considera que hay una parte del gasto público que proporciona utilidad al sector privado en el período corriente —el consumo público— y otra que la proporciona en el futuro —la inversión pública—. Se supone que los agentes adoptan sus decisiones de consumo/ahorro teniendo en cuenta el control que ejercen sobre todas las fuentes de renta, que incluyen tanto las que provienen del sector privado, entre las que se encuentran las que se derivan de la propiedad de la empresa, como las que se generan en el sector público. Se consolidan así el sector público y el privado, y se incorporan en el marco de la hipótesis de la renta permanente. La justificación de tal integración es que los consumidores tienen un verdadero control sobre el gasto público y su financiación, a través de su voto, y sobre las decisiones de reparto de beneficios, a través de la propiedad de las empresas.

Se postula, de acuerdo con la hipótesis de renta permanente, que el consumo total es una fracción constante de la renta permanente.

Para contrastar este enfoque consolidado, Kormendi especifica y estima la siguiente ecuación, que considera que debe verse como una forma reducida:

$$c_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 g_t + a_3 w_t + a_4 tr_t + a_5 bp_t + a_6 \tau_t + a_7 se_t + a_8 gi_t + e_t \quad [IV.1]$$

donde  $c_t$  es el consumo privado,  $y_t$  es el producto nacional,  $g_t$  es el gasto público,  $w_t$  es la riqueza privada (sin deuda pública),  $tr_t$  son las transferencias,  $bp_t$  es la deuda pública viva,  $\tau_t$  son los impuestos,  $se_t$  son los beneficios retenidos por las empresas (que se pueden asimilar al ahorro empresarial),  $gi_t$  son los intereses pagados por la deuda pública y  $e_t$  es el término de error. Con la estimación de esta ecuación, Kormendi pretende discriminar entre el enfoque consolidado y el keynesiano, a partir de contrastes de cero sobre los coeficientes estimados, ya que esta especificación anida a ambos. Bajo el enfoque keynesiano, el consumo se considera función de la renta disponible definida como  $yf_t = y_t - \tau_t - se_t + tr_t + gi_t$  y de la riqueza privada, entre cuyos componentes se encuentra la deuda pública. Por lo tanto, en este marco, la política fiscal puede ser efectiva a través de su incidencia sobre los componentes de la renta disponible y el volumen de deuda. En cualquier caso, tanto la renta total como la riqueza en manos del sector privado, que debe incluir tanto la humana como la no humana, intentan aproximar la renta permanente, y, consecuentemente, cabe esperar que sus coeficientes sean positivos bajo ambos enfoques.

Una de las características del trabajo de Kormendi es que considera que, bajo el enfoque consolidado, el coeficiente del gasto público,  $g_t$ , debería tener un valor de  $-1$ . En realidad, esto sería así, si el consumo privado y el público fueran sustitutos perfectos en relación con las decisiones de consumo/ahorro, mientras que, si fueran sustitutos imperfectos, el coeficiente debería situarse entre  $0$  y  $-1$ . Sin embargo, no hay ninguna razón para pensar que la única relación posible entre el consumo privado y el público es la de sustitución, y cabría considerar la posibilidad de que fueran complementarios o ambas cosas a la vez [Karras (1994)]. Mientras algunas partidas del consumo público parecen sustituir al consumo privado (por ejemplo, enseñanza, becas de comedor), otras parecen complementarlo (por ejemplo, gasto en transporte). En el estudio de Kormendi, el hallazgo de que el gasto público no afecta a las decisiones de consumo se toma como evidencia de que los agentes son keynesianos. Aquí no se interpretará así, de manera que la significatividad y el signo del coeficiente para el consumo público no se tomarán como evidencia a favor o en contra de la hipótesis ricardiana. En términos similares, se podría discutir el papel de la inversión pública, considerando que es un gas-

to que proporciona utilidad al sector privado en períodos futuros, ya que normalmente genera consumo público en los períodos siguientes (1).

Las transferencias,  $tr$ , financiadas con impuestos, redistribuyen la riqueza entre los consumidores que tienen distintas propensiones al consumo. Por lo tanto, pueden afectar al consumo agregado, lo que justifica su inclusión en la especificación. Las transferencias detraen riqueza de individuos con una reducida propensión a consumir (rentas altas) y la reparten a individuos con una elevada propensión a consumir (rentas bajas), por lo que cabe esperar que el signo del coeficiente  $a_4$  sea positivo. La diferencia principal entre el enfoque keynesiano y el ricardiano es que, bajo el keynesiano, el valor del coeficiente debería ser igual al obtenido para la renta total, ya que constituye un componente de la renta disponible.

Bajo el enfoque ricardiano, la riqueza neta del sector privado no se altera con cambios en la forma de financiación del déficit, por lo que el *stock* de deuda pública viva no forma parte de ella y no afecta así a la elección entre consumo y ahorro. En cambio, bajo el enfoque keynesiano, la deuda forma parte de la riqueza, y, en puridad, debería observarse que  $a_3 = a_5$ .

Dado que la hipótesis ricardiana postula que la elección entre impuestos y deuda no afecta a las decisiones de consumo, cabe esperar que el coeficiente de los impuestos sea nulo, es decir, no tenga significatividad estadística, ya que es un componente de la renta del sector público. En cambio, se espera que sea negativo e igual al de la renta nacional bajo el enfoque keynesiano, ya que el efecto del sector público sobre las decisiones de consumo se canaliza únicamente a través de la renta disponible de las familias (2).

Los pagos por intereses de la deuda pública pueden verse como la consecuencia anticipada de la adopción de una forma concreta de financiación del déficit y, por consiguiente, si las familias son ricardianas, no se observará ningún efecto. En cambio, si responden a postulados keynesianos, cabría esperar que su incidencia se manifestase a través de su contribución a la renta disponible de las familias, exclusivamente.

---

(1) Por ejemplo, la inversión en escuelas hoy implica mayor gasto en enseñantes mañana, cuya remuneración es consumo público. En general, las inversiones generan flujos de consumo público de carácter permanente.

(2) El contraste se deriva sencillamente de la ecuación [IV.1]

$$C_t = a_0 + a_1 y_t + \dots + a_6 \tau_t + \dots$$

que puede reescribirse como

$$C_t = a_0 + a_1 (y_t - \tau_t) + (a_6 + a_1) \tau_t + \dots$$

por lo tanto, se formula como  $a_1 = -a_6$ .

Por otra parte, la decisión sobre la cuantía de los beneficios retenidos (o el ahorro empresarial) parece que está en manos de los consumidores, que son los propietarios de las empresas. Se desea contrastar la hipótesis de que las familias consolidan sus cuentas con las del sector empresarial, lo que lleva a contrastar, primero, si el coeficiente de  $se_t$  ( $a_7$ ) es estadísticamente significativo. El hecho de que no lo sea ( $\partial c / \partial se = 0$ ) puede tomarse como evidencia a favor de que las familias rasgan el velo societario. Ello implica que la distribución de la renta nacional entre el sector familias y el sector empresas no tiene ningún efecto sobre las decisiones de consumo, ya que el conjunto de los beneficios empresariales, se distribuyan a las familias o no, tiene el mismo impacto sobre el consumo que las rentas salariales. En consecuencia, un aumento (disminución) de los beneficios distribuidos en detrimento (a favor) de los no distribuidos se ahorrará (desahorrará) íntegramente. Si, en cambio, es estadísticamente significativo ( $\partial c / \partial se \neq 0$ ), cabe contrastar si el coeficiente (con signo negativo) tiene el mismo valor que el coeficiente estimado para la renta total (que incluye los beneficios no distribuidos). Si así fuera ( $-\partial c / \partial se = \partial c / \partial y = 0$ ), se podría tomar como evidencia a favor de la hipótesis keynesiana, ya que nos indicaría que, al no formar parte de la renta disponible de las familias, estas no los tienen, en absoluto, en cuenta, a la hora de adoptar sus decisiones de consumo. En cambio, si el coeficiente de ahorro empresarial fuera estadísticamente significativo, pero con un valor distinto del de la renta total, se podría interpretar como evidencia a favor de que las familias rasgan parcialmente el velo societario, o bien en el sentido de que solo una parte de los beneficios no distribuidos se percibe como renta propia, o bien de que las rentas de la propiedad presentan una propensión al consumo, distinta de la del resto de componentes de la renta.

Por lo tanto, los efectos que cabe esperar de los distintos elementos que configuran la política fiscal y de reparto de dividendos, y que se encuentran resumidos en el cuadro IV.1, son relativamente diferentes bajo el enfoque keynesiano, y bajo las hipótesis ricardiana y de ausencia de velo societario (3).

### **IV.3. Contraste de la hipótesis ricardiana y de ausencia de velo societario**

El contraste se realiza sobre un panel incompleto de países de la Unión Europea para el período 1970-1990, estando todas las variables

---

(3) La no satisfacción de los postulados ricardianos no necesariamente debe derivarse de un comportamiento miope por parte de los agentes, sino que puede justificarse por la incertidumbre asociada al futuro [véase Barsky, Mankiw y Zeldes (1986)].

**RESPUESTA DEL CONSUMO ANTE VARIACIONES EN SUS DETERMINANTES  
BAJO LAS DISTINTAS HIPÓTESIS DE COMPORTAMIENTO**

	<i>Enfoque keynesiano</i>	<i>Hipótesis ricardiana</i>	<i>Hipótesis de ausencia de velo societario</i>	
$\frac{\partial c}{\partial g} =$	0	—	—	
$\frac{\partial c}{\partial se} =$	$-\frac{\partial c}{\partial y}$	—	total 0	parcial $\neq 0$ y $-\frac{\partial c}{\partial y}$
$\frac{\partial c}{\partial tr} =$	$\frac{\partial c}{\partial y}$	$\geq 0$	—	
$\frac{\partial c}{\partial \tau} =$	$-\frac{\partial c}{\partial y}$	0		
$\frac{\partial c}{\partial gi} =$	$\frac{\partial c}{\partial y}$	0		
$\frac{\partial c}{\partial bp} =$	$\frac{\partial c}{\partial w}$	0	—	

definidas en términos *per cápita* y expresadas tanto en ecus de 1985 como en paridad de poder de compra (ppc) de 1985 (4).

Los datos de base utilizados para la estimación son los proporcionados por las cuentas nacionales de los distintos países de la UE y que recoge Eurostat (5). En concreto, como variable de consumo privado ( $c_p$ ) se utiliza la que proporciona la contabilidad nacional anual. En puridad, debería utilizarse el gasto en consumo de servicios y de no duraderos, más el flujo de servicios del *stock* de duraderos. Debido a la dificultad de disponer de la información necesaria para la construcción de esta serie de forma homogénea para los distintos países de la Unión, se opta por la serie de contabilidad nacional sin corregir. Como variable de renta, se adopta la renta nacional bruta disponible. La variable riqueza se construye a partir de los datos de *stock* de capital y de cuenta corriente proporcionados por Eurostat. La variable de consumo público adoptada es la que así se denomina en la contabilidad nacional para el conjunto de las

(4) Véase el apéndice I de datos para una descripción exhaustiva sobre la construcción de las variables utilizando ambos deflatores.

(5) En concreto, los países y años considerados son la RFA (1970-1990), Francia (1970-1990), Reino Unido (1970-1990), Italia (1970-1988), Países Bajos (1975-1990), Dinamarca (1981-1990) y España (1980-1989). El apéndice I de datos contiene el listado y discusión de las variables utilizadas.

Administraciones Públicas ( $g_t$ ); las transferencias consideradas son exclusivamente las corrientes efectuadas a familias ( $tr_t$ ); los impuestos ( $\tau_t$ ) incluyen tanto los de renta y patrimonio como los que recaen sobre la producción e importación. Las cotizaciones sociales abarcan las que corren a cargo de empleados y empleadores; los pagos por intereses ( $gi_t$ ) son la carga total del servicio de la deuda, y la deuda ( $bp_t$ ) es el saldo vivo de valores públicos a final de año.

Con el fin de contrastar si la hipótesis ricardiana y la de ausencia de velo societario reflejan el comportamiento observado en el conjunto de países de la Unión, se estima la ecuación [IV.1], en el supuesto de que los coeficientes de las distintas variables explicativas,  $a_i$ ,  $i = 1, \dots, 8$  son únicos y no específicos de cada país. Asimismo, se corre la regresión, imponiendo y sin imponer la restricción de ausencia de correlación entre los regresores y los efectos país, es decir, bajo un modelo de efectos aleatorios y bajo uno de efectos fijos, respectivamente (6).

Los resultados de la estimación en niveles se presentan en el cuadro IV.2. En las columnas (1) a (4), se ofrecen los resultados obtenidos

(6) Cuando no se permite la interacción de las diferencias específicas características de cada país y las variables explicativas incluidas en la ecuación —forma de modelizar las diferencias de comportamiento entre los países, acorde con el modelo de coeficientes aleatorios [Mundlak (1978) y Chamberlain (1980)]—, se requiere un estimador mínimo cuadrático generalizado. En concreto, el modelo general se puede reformular [Hausman y Taylor (1981) y Arellano y Bover (1990)] como:

$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

con

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_{it}] &= E[u_i] = 0; & E[\varepsilon_{it}^2] &= \sigma_\varepsilon^2 & E[u_i^2] &= \sigma_u^2 \\ E[\varepsilon_{it}u_j] &= 0 \quad \forall i, t, j & E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}] &= 0 \quad \text{si } t \neq s \text{ o } i \neq j \\ E[u_iu_j] &= 0 \quad \text{si } i \neq j \end{aligned}$$

En este caso, el estimador de mínimos cuadrados generalizados (MCG) se puede ver como el obtenido de transformar las variables de la siguiente manera:

$$\Omega^{-1/2}y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} - \Theta\bar{y}_i \\ y_{i2} - \Theta\bar{y}_i \\ \vdots \\ y_{it} - \Theta\bar{y}_i \end{bmatrix}$$

$$\text{donde } \Theta = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{(T\sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2)}} \quad \bar{y}_i = \frac{\sum_{t=1}^T y_{it}}{T}$$

y la misma transformación para las  $x_i$ . Los estimadores MCG factibles se obtienen de la regresión de estas desviaciones de las  $y$  sobre las mismas transformaciones en las  $x$ .

**CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS RICARDIANA Y DE AUSENCIA DE VELO SOCIETARIO**  
**Estimación en niveles (a)**

	<i>Efectos fijos</i>				<i>Efectos aleatorios</i>			
	<i>En ecus de 1995</i>		<i>En ppc de 1995</i>		<i>En ecus de 1995</i>		<i>En ppc de 1995</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$y_t$	0,69 (16,79)**	0,69 (16,11)**	0,72 (18,59)**	0,71 (17,87)**	0,65 (20,88)**	0,65 (21,14)**	0,67 (23,87)**	0,66 (24,42)**
$w_t$	0,02 (2,70)**	—	0,03 (2,74)**	—	0,06 (7,92)**	—	0,06 (7,69)**	—
$w_{t-1}$	—	0,03 (2,84)**	—	0,03 (2,95)**	—	0,06 (8,75)**	—	0,06 (8,54)**
$g_t$	-0,42 (2,73)**	-0,36 (2,02)**	-0,53 (3,59)**	-0,47 (2,74)**	-0,38 (4,43)**	-0,43 (4,39)**	-0,34 (3,65)**	-0,37 (3,57)**
$se_t$	-0,74 (8,34)**	-0,79 (8,95)**	-0,73 (8,52)**	-0,79 (9,39)**	-0,68 (8,77)**	-0,70 (9,24)**	-0,65 (8,91)**	-0,68 (9,30)**
$tr_t$	0,33 (2,79)**	0,39 (3,06)**	0,41 (3,43)**	0,46 (3,57)**	-0,03 (0,36)	-0,08 (1,00)	-0,05 (0,62)	-0,09 (1,07)
$\tau_t$	-0,06 (0,86)	-0,11 (1,49)	-0,08 (1,01)	-0,11 (1,47)	-0,09 (1,47)	-0,07 (1,07)	-0,10 (1,49)	-0,07 (1,10)
$g_{it}$	-0,24 (1,22)	-0,28 (1,37)	-0,42 (2,12)**	-0,46 (2,35)**	0,16 (0,95)	0,17 (0,97)	-0,01 (0,07)	0,006 (0,04)
$bp_t$	0,06 (2,31)**	—	0,05 (2,23)**	—	-0,002 (0,12)	—	0,005 (0,26)	—
$bp_{t-1}$	—	0,07 (2,67)**	—	0,07 (2,79)**	—	-0,005 (0,24)	—	0,005 (0,23)
$\bar{R}^2$	0,986	0,987	0,994	0,994				
DW	0,65	0,55	0,67	0,58				
$H_0: (\partial c/\partial y) + (\partial c/\partial se) = 0$								
$\chi^2_1$ (b)	0,30	1,79	0,003	1,08				
t (c)	-0,54	1,34	-0,06	-1,04				
$H_0: a_i b_k = a_i b_{ki}$ (d)								
$= a_i b_{ki}$ (d)	10,96** [48,55]	10,95** [48,48]	9,55** [48,55]	9,95** [48,48]				
$H_0: ab_k = a_i b_k$ (d)								
$= a_i b_k$ (d)	12,87** [6,103]	11,67** [6,96]	12,92** [6,103]	12,21** [6,96]				
$\chi^2$ (e)	39,47** [8]	41,33** [8]	40,12** [8]	42,87** [8]				
T	118	111	118	111	118	111	118	111

(a) Entre paréntesis, estadístico t. T es el número de observaciones incluidas en la estimación.

(b) Contraste de Wald de la hipótesis de igualdad de los coeficientes de  $y_t$  y de  $se_t$  (con signo negativo).

(c) Estadístico t en el contraste  $\partial c/\partial y + \partial c/\partial se = 0$ .

(d) Contraste F sobre igualdad de coeficientes entre los  $i$  países, donde las  $a_i$  son los coeficientes de las constantes de país y  $b_{ki}$  es el coeficiente estimado para la variable  $k$  del país  $i$ . Entre corchetes figuran los grados de libertad. En el apéndice III, se describe su formulación.

(e) Contraste de Hausman de efectos fijos frente a aleatorios. Entre corchetes, los grados de libertad.



bajo un modelo de efectos fijos, y en las columnas (5) a (8), los alcanza- dos bajo un modelo de efectos aleatorios, distinguiendo las estimaciones según las variables estén definidas en ecus o en ppc.

En la primera columna de cada bloque (1), (3), (5) y (7), se presenta el resultado obtenido cuando la variable riqueza considerada es la del final del período corriente,  $w_t$  y  $bp_t$ . En las columnas pares, en cambio, se considera que la variable relevante de riqueza es la del final del período precedente, es decir, la disponible al inicio del período  $w_{t-1}$  y  $bp_{t-1}$ .

En concreto, bajo el modelo de efectos fijos, la riqueza privada aparece como estadísticamente significativa, con signo positivo, tanto cuando se elige su valor a final del período  $w_t$  como cuando se opta por incluir su valor al inicio del período  $w_{t-1}$ . Además, el coeficiente no se altera con una u otra definición de la variable. Asimismo, el consumo público ( $g_t$ ) aparece como estadísticamente significativo, y con signo negativo, lo que no encajaría con el enfoque keynesiano y apoyaría la interpretación de que el consumo público y el privado son sustitutos. El hecho de que el coeficiente se estime entre  $-0,53$  y  $-0,34$  indica que la sustitución entre consumo público y privado es relativamente reducida, y en ningún caso es perfecta. Asimismo, los resultados obtenidos para los impuestos ( $\tau_t$ ) y los pagos por intereses ( $gi_t$ ) van en la dirección de respaldar la hipótesis ricardiana, ya que no aparecen como estadísticamente significativos, lo que puede ser indicativo de que las familias integran la actividad del sector público en sus decisiones. Por su parte, las transferencias corrientes ( $tr_t$ ) tienen el signo positivo esperado y son, además, estadísticamente significativas, lo que puede significar que la redistribución canalizada a través de ellas es efectiva en el sentido de que detraen renta de sectores con reducidas propensiones al consumo, que se corresponden con familias con rentas altas, y las reparten a sectores con elevadas propensiones al consumo y asociadas a familias con niveles de renta reducidos. El resultado obtenido para el coeficiente del ahorro empresarial ( $se_t$ ), que aparece como estadísticamente significativo, refleja que los agentes económicos no ven el sector privado como un conjunto homogéneo. El contraste sobre la hipótesis de que se rasga parcialmente el velo societario, de manera que el coeficiente de la renta nacional es distinto del coeficiente del ahorro empresarial (con signo negativo), no permite rechazar la hipótesis nula de que son iguales, de manera que las familias no tienen en cuenta el volumen de beneficios retenidos por las empresas al adoptar sus decisiones de consumo. El resultado aquí obtenido indica, pues, que un aumento en los beneficios no distribuidos en detrimento de los distribuidos —de manera que la renta nacional no se modifica, pero sí que disminuye la familiar— reduce el consumo de las familias y su ahorro, aunque el nivel del ahorro nacional aumenta impulsado por el crecimiento del empresarial.

Por último, el hecho de que la deuda pública aparezca con signo positivo y estadísticamente significativo, tanto cuando es la del final del período como cuando se considera que la relevante para las decisiones es la del inicio del período bajo el modelo de efectos fijos, no está en consonancia con los postulados de la hipótesis ricardiana. Este resultado señala que la deuda pública es considerada como riqueza neta y que, por lo tanto, afecta positivamente al consumo.

Bajo el modelo de efectos aleatorios, todos los resultados se mantienen, con la excepción de los referidos a transferencias y a deuda pública. Concretamente, las transferencias no tienen el signo positivo esperado, aunque no son estadísticamente significativas, y la deuda no forma parte del conjunto de variables relevantes para las decisiones de consumo. En resumen, el modelo de efectos aleatorios está más en sintonía con la hipótesis ricardiana que el modelo de efectos fijos. En cambio, el resultado obtenido para el ahorro empresarial responde a los postulados keynesianos, lo que implica que las familias no rasgan el velo societario.

El resultado del contraste de Hausman (7), que se incluye en la penúltima fila del cuadro IV.2, indica que los datos rechazan la hipótesis nula de ausencia de correlación entre los efectos y los regresores. Por lo tanto, los resultados compatibles con la estructura de las series para los países son los obtenidos bajo el modelo de efectos fijos, y no los que se presentan bajo el modelo de efectos aleatorios (8).

Sin embargo, estas estimaciones del cuadro IV.2 parecen adolecer de un problema de autocorrelación en los residuos, lo que, si bien no

---

(7) Para un desarrollo del contraste, véase Hausman (1978).

(8) Como ejemplo ilustrativo de los resultados obtenidos bajo modelos alternativos, se presentan aquí los valores de los coeficientes obtenidos bajo el modelo más restrictivo, que supone una única constante e idéntica pendiente para todos los países y períodos, de manera que no se tiene en cuenta la heterogeneidad de la información disponible (entre paréntesis figuran los estadísticos t).

En ecus:

$$c_t = -0,24 + 0,61y_t + 0,08w_t - 0,47g_t - 0,27tr_t - 0,61se_t - 0,05\tau_t + 0,39gi_t - 0,06bp_t$$

(2,37) (20,81) (12,87) (5,45) (4,07) (7,49) (0,79) (2,48) (3,06)

En ppc:

$$c_t = -0,51 + 0,63y_t + 0,08w_t - 0,44g_t - 0,28tr_t - 0,57se_t - 0,05\tau_t + 0,33gi_t - 0,06bp_t$$

(3,49) (24,01) (12,18) (4,74) (4,08) (7,24) (0,82) (2,21) (3,19)

Bajo esta especificación, el consumo público, con signo negativo, influye sobre las decisiones de consumo privado de los agentes, mientras que las transferencias tienen un impacto negativo y estadísticamente significativo, en contradicción tanto con el enfoque ricardiano como con el keynesiano. Asimismo, la deuda pública aparece como estadísticamente significativa, pero con signo negativo, lo que se hace difícil de interpretar, aunque también es el resultado obtenido por Kormendi. En todo caso, y según se desprende de los contrastes de F recogidos en las dos antepenúltimas filas del cuadro IV.2, las estimaciones no admiten las restricciones de igualdad impuestas por este modelo.

produce sesgos en los coeficientes, puede llevar a problemas de eficiencia (9). Una posible manera de abordar este problema es la de estimar el modelo en primeras diferencias, lo que implica que se obtienen únicamente los coeficientes de corto plazo o de impacto, con los resultados que se reflejan en el cuadro IV.3 (10).

Lo primero que debe comentarse es que, cuando se incluyen todos los regresores en la especificación, la riqueza no tiene significatividad estadística [columnas (1) y (4)]. Si se construye la variable de transferencias netas ( $n\tau g = \tau_t + g_t - \tau_t$ ), la riqueza aparece como marginalmente significativa, manteniéndose los resultados para el resto de las variables [columnas (2) y (5)]. Asimismo, si no se tienen en cuenta los efectos distributivos [columnas (3) y (6)], también aparece como significativa. La presencia de multicolinealidad o bien la posible dependencia de ambas variables con respecto al ciclo podrían explicar este resultado, ya que la riqueza crece en la fase expansiva del ciclo, cuando las transferencias caen.

El otro resultado que llama la atención, ya que difiere del obtenido cuando las variables se especifican en niveles, es que el coeficiente de consumo público disminuye de manera sensible y pierde toda significatividad estadística, lo que parece que está en línea con el enfoque keynesiano, sin entrar en contradicción con la hipótesis ricardiana. Tal resultado podría reflejar la diferente respuesta que se observa en el corto y en el largo plazo: mientras a corto no se observa ningún impacto, a largo, la respuesta es negativa. El análisis dinámico que se aborda más adelante permitirá determinar si esta interpretación es adecuada.

Asimismo, tal como ocurría en la especificación en niveles, los coeficientes de los impuestos y los pagos de intereses no tienen ningún poder explicativo, lo que está en línea con la hipótesis ricardiana. En cambio, las transferencias, tanto netas como brutas, influyen positivamente sobre las decisiones de consumo.

De nuevo, el ahorro empresarial aparece como negativo y estadísticamente significativo, pero en este caso parece que puede rechazarse la hipótesis de que no forma parte de la variable renta, relevante para las

---

(9) La presencia de estructura en los errores puede reflejar, en este caso, un problema de variables omitidas, derivado de la imposición de coeficientes comunes para todos los países para las pendientes. En realidad, los contrastes de F sobre igualdad de coeficientes permiten rechazar la nula tal como se recoge en las filas  $H_0: a_i b_k = a_i b_{ki}$  y  $H_0: a b_k = a_i b_{ki}$ .

(10) En el próximo epígrafe, se incluye una versión dinámica del modelo. Cabe señalar que los contrastes LM efectuados sobre esta especificación en primeras diferencias señalan que se observa en algunos casos autocorrelación de primer orden —fila LM[AR(1)]—, que se ha impuesto al diferenciar, pero nunca de segundo orden —fila LM[AR(2)]—, lo que podría tomarse como indicio de que la estimación en niveles puede ser una buena aproximación a las relaciones de largo plazo.

**CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS RICARDIANA Y DE AUSENCIA DE VELO SOCIETARIO**  
**Estimación en primeras diferencias bajo MCO (a)**

	<i>En ecus de 1995</i>			<i>En ppc de 1985</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta y_t$	0,62 (13,13)**	0,63 (13,54)**	0,58 (12,32)**	0,63 (13,90)**	0,65 (14,39)**	0,60 (13,09)**
$\Delta w_t$	0,007 (0,47)	0,02 (1,63)*	—	0,006 (0,43)	0,02 (1,54)	—
$\Delta w_{t-1}$	—	—	0,02 (1,99)**	—	—	0,03 (2,01)**
$\Delta g_t$	-0,20 (1,36)	-0,10 (0,77)	0,04 (0,26)	-0,23 (1,55)	-0,13 (0,91)	-0,03 (0,18)
$\Delta se_t$	-0,38 (4,76)**	-0,41 (5,17)**	-0,40 (4,94)**	-0,38 (4,79)**	-0,41 (5,28)**	-0,39 (4,83)**
$\Delta tr_t$	0,33 (2,37)**	—	—	0,34 (2,50)**	—	—
$\Delta \tau_t$	-0,04 (0,50)	—	-0,07 (0,90)	-0,04 (0,50)	—	-0,06 (0,74)
$\Delta gi_t$	0,19 (0,95)	—	0,007 (0,03)	0,06 (0,33)	—	-0,04 (0,18)
$\Delta n\tau g_t$	—	0,10 (1,47)	—	—	0,11 (1,59)	—
$\Delta bp_t$	0,02 (0,69)	0,04 (1,61)	—	0,02 (0,91)	0,03 (1,37)	—
$\Delta bp_{t-1}$	—	—	0,07 (2,21)**	—	—	0,05 (1,92)*
$\bar{R}^2$	0,747	0,742	0,749	0,773	0,769	0,768
DW	1,51	1,55	1,63	1,49	1,51	1,58
LM [AR(1)] (b)	4,39*	3,77	2,07	4,95*	4,69*	2,72
LM [AR(2)] (b)	3,79	3,63	2,05	4,25	4,27	2,33
$H_0: (\partial c/\partial y) + (\partial c/\partial se) = 0$						
$\chi^2_1$ (c)	16,02**	14,22**	8,21**	19,17**	16,73**	10,98**
t (d)	4,00**	3,77**	2,86**	4,38**	4,09**	3,31**
$H_0: b_k = b_{ki}$ (e)						
	2,69 [48,55]	3,02 [36,69]	2,52 [42,55]	2,58 [48,55]	3,00 [36,69]	2,81 [42,55]
T	111	111	104	111	111	104

(a) Entre paréntesis, estadístico t. T es el número de observaciones incluidas en la estimación.

(b) Contraste LM de autocorrelación de primero, LM[AR(1)], y de segundo orden, LM[AR(2)].

(c) Contraste de Wald de la hipótesis de igualdad de los coeficientes de  $y_t$  y de  $se_t$  (con signo negativo).

(d) Estadístico t en el contraste  $\partial c/\partial y + \partial c/\partial se = 0$ .

(e) Contraste F sobre igualdad de coeficientes entre los  $i$  países, donde  $b_{ki}$  es el coeficiente estimado para la variable  $k$  del país  $i$ . Entre corchetes, figuran los grados de libertad. En el apéndice III, se detalla la formulación de este contraste y se recogen otros contrastes de homogeneidad realizados sobre estas especificaciones.

decisiones de consumo de las familias. En concreto, los dos contrastes sobre la relación entre los coeficientes para la renta nacional y el ahorro empresarial (con signo negativo) realizados, y cuyos resultados se presentan en las dos antepenúltimas filas del cuadro IV.3, permiten rechazar la nula de igualdad, lo que implica que el ahorro empresarial (los beneficios no distribuidos) tiene un impacto sobre el consumo menor que el que puedan tener, por ejemplo, las rentas salariales. El velo societario es solo parcialmente transparente.

En cuanto al papel de la deuda pública, se observa que, cuando se considera la acumulada hasta final del período corriente ( $bp_t$ ), no parece incidir sobre el consumo, de manera que a corto plazo no se considera como riqueza. En cambio, cuando se incluye la del inicio del período ( $bp_{t-1}$ ) [columnas (3) y (6)], parece que se trata como riqueza neta, como ya ocurría bajo la estimación en niveles.

Por lo tanto, no hay evidencia clara de que los consumidores europeos respondan a patrones de comportamiento más acordes con la hipótesis ricardiana que con la hipótesis keynesiana, por lo que respecta a los efectos de las variables del sector público, y en ningún caso parece observarse una ausencia total del velo societario.

Aunque esta ambigüedad en los resultados es común a gran parte del análisis empírico realizado en esta área, merece la pena analizar la incidencia de una serie de factores, que hasta ahora no han sido considerados, y que pueden contribuir a echar un poco de luz sobre estos resultados poco concluyentes. En concreto, la existencia de posibles sesgos de simultaneidad, la definición de las variables del sector público que entran en la especificación, sobre todo la de consumo público, y la presencia de dinámica, son analizadas en el siguiente apartado. La heterogeneidad en los coeficientes estimados para los distintos países es abordada en el apartado IV.5 y, de forma alternativa, en el apéndice III.

#### **IV.4. Contraste adicional de la hipótesis ricardiana y de ausencia de velo societario**

Una cuestión que no ha sido tenida en cuenta hasta ahora y que puede afectar a los resultados obtenidos es la posible endogenidad de alguno de los regresores, como pueden ser la renta nacional, la empresarial, la riqueza privada y los impuestos. Tal consideración requiere la estimación de la ecuación por variables instrumentales, y, dado que se opta por estimar en primeras diferencias, los instrumentos válidos para las endógenas son los fechados en  $t - 2$  o anteriores.

Los contrastes de exogenidad realizados, cuya formulación se describe en el apéndice II y cuyos resultados se recogen en el cuadro A.II.2 de aquel apéndice, parecen señalar que solo la riqueza al final del período ( $w_t$ ) y la deuda pública ( $bp_t$ ), cuando esta se incluye, no admiten la hipótesis nula de exogenidad. Sin embargo, en la medida en que las decisiones de ahorro de las empresas pueden venir influidas no solo por el ciclo económico, sino también por las decisiones de ahorro de las familias y se quiere controlar por la existencia de esta posible interrelación, se opta por instrumentarla también.

En el cuadro IV.4, se presentan los resultados obtenidos cuando la renta nacional, el ahorro empresarial y la riqueza privada son tratados como endógenos. Los instrumentos utilizados han sido los retardos segundo y tercero de estas variables, y la contemporánea y los retardos primero y segundo del resto de variables (11).

Parece que, de nuevo, se obtiene evidencia de que el consumo del sector público no influye sobre las decisiones de consumo de las familias, lo que está en consonancia con el enfoque keynesiano, aunque nada dice sobre la satisfacción de la hipótesis ricardiana. Sin embargo, tampoco los impuestos parecen afectar el consumo del sector privado, lo que favorece la interpretación de que las familias actúan de acuerdo con la hipótesis de neutralidad. Si, en vez de la riqueza al final del período, se incluye la del principio ( $w_{t-1}$ ) [columnas (2) y (5)], de manera que esta variable pasa a ser considerada como predeterminada, se obtiene el mismo tipo de resultados. No obstante, si se incluye la variable de deuda pública [columnas (3) y (6)], esta aparece como estadísticamente significativa, lo que está en contradicción con la hipótesis de neutralidad.

De las columnas (1), (2), (4) y (5), parece deducirse que empresas y familias constituyen una unidad agregada, de manera que variaciones en la renta disponible de las empresas tienen el mismo impacto sobre el

---

(11) Los resultados son muy similares, si no se instrumentan ni la renta, ni la riqueza. Cuando no se instrumentan los beneficios retenidos, estos aparecen como estadísticamente significativos, manteniéndose el resto de los resultados. En concreto, se obtiene:

En ecus:

$$\Delta c_t = 0,54\Delta y_t + 0,04\Delta w_t - 0,15\Delta g_t - 0,31\Delta se_t + 0,02\Delta \tau_t$$

(4,46)      (2,82)      (0,87)      (2,00)      (0,16)

En ppc:

$$\Delta c_t = 0,55\Delta y_t + 0,04\Delta w_t - 0,15\Delta g_t - 0,30\Delta se_t + 0,03\Delta \tau_t$$

(4,58)      (2,83)      (0,79)      (1,89)      (0,22)

siendo los instrumentos

$$y_{t-2}, y_{t-3}, w_{t-2}, w_{t-3}, g_t, g_{t-1}, g_{t-2}, se_t, se_{t-1}, se_{t-2}, se_{t-3}, \tau_t, \tau_{t-1}, \tau_{t-2}.$$

**CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS RICARDIANA Y DE AUSENCIA DE VELO SOCIETARIO**  
**Simultaneidad (a)**

	<i>En ecus de 1985</i>			<i>En ppc de 1985</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta y_t$	0,57 (3,02)**	0,60 (3,31)**	0,63 (4,41)**	0,54 (3,16)**	0,57 (3,47)**	0,65 (5,08)**
$\Delta w_t$	0,03 (1,98)**	—	—	0,03 (2,07)**	—	—
$\Delta w_{t-1}$	—	0,03 (2,00)**	0,02 (1,53)**	—	0,03 (2,05)**	0,02 (1,67)*
$\Delta g_t$	-0,13 (0,63)	-0,13 (0,66)	0,02 (0,08)	-0,11 (0,48)	-0,11 (0,53)	-0,09 (0,45)
$\Delta se_t$	-0,23 (0,83)	-0,26 (0,97)	-0,52 (2,22)**	-0,19 (0,77)	-0,23 (0,92)	-0,48 (2,21)**
$\Delta \tau_t$	-0,0004 (0,002)	-0,02 (0,13)	-0,12 (0,75)	0,03 (0,18)	0,005 (0,03)	-0,11 (0,76)
$\Delta bp_{t-1}$	—	—	0,08 (2,45)**	—	—	0,06 (1,74)*
$\bar{R}^2$	0,719	0,728	0,743	0,749	0,758	0,768
DW	1,48	1,51	1,72	1,43	1,47	1,65
$H_0: (\partial c/\partial y) + (\partial c/\partial se) = 0$						
$\chi^2_1$	—	—	0,58	—	—	1,39
t	—	—	0,76	—	—	1,18
T	97	97	97	97	97	97

(a) Entre paréntesis, estadístico t. T es el número de observaciones incluidas en la estimación. Véanse notas al cuadro IV.2. Estimación en diferencias por variables instrumentales.

Instrumentos en columnas (1) y (3):

$$y_{t-2}, y_{t-3}, w_{t-2}, w_{t-3}, g_t, g_{t-1}, g_{t-2}, se_{t-2}, se_{t-3}, \tau_t, \tau_{t-1}, \tau_{t-2}.$$

Instrumentos en columnas (2) y (5):

$$y_{t-2}, y_{t-3}, w_{t-1}, w_{t-2}, w_{t-3}, g_t, g_{t-1}, g_{t-2}, se_{t-2}, se_{t-3}, \tau_t, \tau_{t-1}, \tau_{t-2}.$$

Instrumentos en columnas (3) y (5):

$$y_{t-2}, y_{t-3}, w_{t-1}, w_{t-2}, w_{t-3}, g_t, g_{t-1}, g_{t-2}, se_{t-2}, se_{t-3}, \tau_t, \tau_{t-1}, \tau_{t-2}, bp_{t-1}, bp_{t-2}, bp_{t-3}.$$

consumo que variaciones en la renta disponible de las familias, ya que estas rasgan completamente el velo societario. Sin embargo, al incluir la deuda pública en la especificación [columnas (3) y (6)], el ahorro empresarial aparece como marginalmente significativo, y, según los contrastes efectuados, no puede rechazarse la hipótesis nula de igualdad. Por lo tanto, cabe inferir que los beneficios empresariales que se mantienen en las empresas no influyen sobre la decisión de consumir.

Otra de las cuestiones que podría plantearse es la omisión de variables relevantes para el análisis. Dado que, tal como se ha indicado al principio, la disponibilidad de información no permite modificar la definición del consumo privado elegido, la primera duda que surge es si la variable de consumo público es la pertinente. Hasta aquí solo se ha incluido  $g_t$ , que recoge tanto las compras de bienes y servicios realizadas por el conjunto de las Administraciones Públicas como la remuneración de asalariados del sector público. Gran parte de esta remuneración está destinada a pagar a los enseñantes, a la policía y a los distintos trabajadores de la sanidad pública, que bien pueden considerarse unos sustitutos menos que perfectos en el consumo de estos mismos bienes en el sector privado. Por lo tanto, parece adecuado que haya sido este gasto el que se haya incorporado en la especificación, aunque las diferencias entre países en la composición del consumo público pueden ser realmente importantes. Las pruebas realizadas con la inclusión de la inversión pública, ( $ig_t$ ) —gasto que no solo puede influir sobre el déficit, sino que, además, puede proporcionar utilidad futura—, y que se recogen en el cuadro A.1 del anejo a este capítulo, señalan que tampoco la inversión pública influye sobre el consumo privado, de manera que no hay evidencia de que el gasto público tenga un efecto de *crowding out* directo (12).

Tampoco la inclusión de las transferencias corrientes a las empresas altera significativamente los resultados obtenidos, y, dado que no se ha encontrado evidencia de compensación total entre el ahorro familiar y el empresarial, se ha optado por presentar en todos los cuadros de resultados solo las que se dirigen a las familias.

Una vez analizados los resultados obtenidos cuando se considera la posible presencia de endogenidad y discutidas las distintas definiciones de las variables que aparecen en la ecuación, se propone estimar una forma dinámica del modelo, que permita conciliar los resultados obteni-

---

(12) Otra de las limitaciones asociadas a la información utilizada es que el dato de deuda pública considerado en las estimaciones es el total del pasivo que las Administraciones Públicas tienen por este concepto, por lo que incluye tanto la que está en manos de residentes como la que está en manos de no residentes. Cabe argumentar que la que está en manos de residentes se la deben los propios nacionales a sí mismos, mientras que la que está en manos de no residentes se la deben los nacionales a los extranjeros. El hecho de que la deuda esté en manos de no residentes puede ser un motivo que justifique la no satisfacción de la hipótesis de neutralidad, ya que los intereses devengados por la deuda van a parar a extranjeros, mientras que se financian con impuestos satisfechos por residentes, lo que comporta una transferencia neta de riqueza al exterior.

Las pruebas realizadas para determinar si existe una distinta respuesta del consumo dependiendo de que la deuda esté en manos de residentes o de no residentes no han resultado muy productivas, ya que se dispone de series muy cortas para muy pocos países sobre deuda desglosada por tenedores. Por lo tanto, aunque una primera conclusión podría ser que no hay diferencia entre ambos tipos de deuda, es un resultado muy preliminar y tentativo.



dos con niveles y los obtenidos con las variables definidas en primeras diferencias.

La especificación dinámica de una función de consumo puede justificarse sencillamente por la existencia de procesos de ajuste en la toma de decisiones. Cabría discutir la posibilidad de estimar un modelo con mecanismo de corrección del error que permitiría conocer el proceso dinámico que acaba configurando las relaciones de equilibrio. Dado que no existen todavía trabajos realizados en el área de modelos con mecanismo de corrección del error, ni de cointegración bajo un marco de panel, y dado que aquí se dispone de un panel incompleto, por lo que tampoco es posible determinar con claridad el orden de integración de las series utilizadas, se opta por estimar un modelo dinámico menos estructural y con menor contenido teórico, pero que puede justificarse por un proceso de ajuste parcial (13), derivado de la existencia de inercias o de consumidores sujetos a restricciones de liquidez.

El modelo general estimado incluye todos los valores contemporáneos y retrasados de las variables, así como los retardos primero y segundo del consumo privado. Los resultados para el corto y el largo plazo se resumen en el cuadro IV.5, mientras que, en el cuadro A.2 del anejo a este capítulo, se incluye el detalle de las estimaciones.

Tal como se observa en la columna (9) de resumen, a corto plazo ni el consumo público ni los impuestos influyen sobre las decisiones de consumo de las familias. En cambio, sí que tienen incidencia positiva las transferencias corrientes, tanto brutas como netas, indicando que la redistribución operada a través de ellas favorece, como mínimo en el corto plazo, a los sectores con una elevada propensión marginal al consumo. Asimismo, se desprende que los beneficios no distribuidos tienen un impacto diferenciado al del resto de componentes de la renta nacional sobre el consumo, de manera que parece que las familias se comportan como si consideraran la renta de las empresas solo como parcialmente propia.

---

(13) Un mecanismo de ajuste parcial podría formularse, de manera general, como:

$$y_t - y_{t-1} = \lambda(y_t^* - y_{t-1}) + u_t \quad 0 \leq \lambda \leq 1$$

donde  $y_t^*$  viene dado por

$$y_t^* = \alpha + \beta x_t$$

Si se reescribe la ecuación de ajuste parcial como

$$y_t = \lambda y_t^* + (1 - \lambda)y_{t-1} + u_t,$$

sustituyendo en la definición de nivel óptimo, se obtiene

$$y_t = \lambda \alpha + \lambda \beta x_t + (1 - \lambda)y_{t-1} + u_t,$$

que es una formulación dinámica que no impone ninguna estructura en los errores.

**HIPÓTESIS DE EQUIVALENCIA RICARDIANA Y DE AUSENCIA DE VELO SOCIETARIO**  
**Estimación dinámica (a)**

	<i>En ecus de 1985</i>				<i>En ppc de 1985</i>				<i>Resumen</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<b>COEFICIENTES A CORTO PLAZO</b> (entre paréntesis, estadístico t)									
y	0,65 (11,85)	0,67 (12,12)	0,66 (12,07)	0,65 (12,38)	0,66 (12,47)	0,67 (12,61)	0,67 (12,58)	0,66 (12,98)	+
g	-0,22 (1,08)	-0,05 (0,25)	-0,07 (0,39)	—	-0,27 (1,34)	-0,11 (0,59)	-0,15 (0,77)	—	0
se	-0,50 (4,81)	-0,49 (4,79)	-0,53 (5,06)	-0,51 (5,03)	-0,50 (4,77)	-0,48 (4,71)	-0,52 (4,95)	-0,49 (4,88)	-
tr	0,39 (2,52)	—	—	—	0,37 (2,43)	—	—	—	+
τ	-0,10 (1,09)	—	—	—	-0,10 (1,08)	—	—	—	0
ntg	—	0,19 (2,44)	0,16 (2,04)	0,15 (1,96)	—	0,17 (2,21)	0,15 (1,86)	0,14 (1,79)	+
$H_0: (\partial c/\partial y) + (\partial c/\partial se) = 0$									
t	1,91*	2,53**	1,78*	1,93*	2,11**	2,79**	1,99**	2,23**	≠
<b>COEFICIENTES A LARGO PLAZO</b> (entre paréntesis, estadístico t)									
y	0,59 (4,57)	0,59 (4,30)	0,56 (4,18)	0,62 (6,59)	0,62 (4,94)	0,61 (4,63)	0,59 (4,56)	0,63 (6,95)	+
w	0,03 (1,12)	0,05 (2,22)	0,04 (1,49)	0,05 (2,11)	0,03 (1,15)	0,05 (2,26)	0,04 (1,62)	0,05 (2,09)	+
g	0,001 (0,002)	0,39 (0,73)	0,31 (0,59)	—	-0,06 (0,12)	0,33 (0,62)	0,19 (0,38)	—	0
se	-0,98 (3,35)	-0,85 (2,63)	-0,95 (3,21)	-0,96 (3,57)	-1,00 (3,51)	-0,89 (2,84)	-0,99 (3,40)	-0,94 (3,44)	-
tr	0,43 (1,05)	—	—	—	0,47 (1,14)	—	—	—	0
τ	-0,14 (0,51)	—	—	—	-0,15 (0,55)	—	—	—	0
ntg	—	0,59 (2,15)	0,21 (0,79)	0,21 (0,82)	—	0,53 (2,06)	0,072 (0,18)	0,20 (0,79)	0/+
bp	0,07 (1,33)	—	0,06 (1,17)	0,04 (0,83)	0,06 (1,08)	—	0,05 (0,96)	0,03 (0,61)	0
$H_0: (\partial c/\partial y) + (\partial c/\partial se) = 0$									
t	1,31	0,82	1,31	1,20	1,29	0,90	1,32	1,09	=

(a) Todas las estimaciones han sido realizadas bajo MCO con variables artificiales para cada país. La última línea de cada parte del cuadro recoge el estadístico t del contraste de igualdad entre el coeficiente de se (con signo negativo) y el de y. En la última columna, +/-/0 indican que hay impacto positivo/negativo/nulo.

A largo plazo, el panorama no cambia sustancialmente, con la excepción de la respuesta inducida por las transferencias y el ahorro empresarial. En el caso de las transferencias netas, solo si no se tiene en cuenta el papel de la deuda aparecen como estadísticamente significativas. Asimismo, la deuda no parece ser un determinante del consumo, por lo que no parece que sea considerada como riqueza por los consumidores.

Por otra parte, no se recoge evidencia de que las familias consideren la renta de las empresas como un componente adicional de la renta relevante para sus decisiones, lo que debe tomarse con cierta cautela (14).

En resumen, los consumidores parecen responder a postulados acordes con la hipótesis ricardiana por lo que respecta a deuda pública y a transferencias netas de impuestos, ya que ninguna de las dos variables aparece como estadísticamente significativa en el largo plazo. En cambio, en el corto, parece que las transferencias pueden tener un impacto positivo de estímulo al consumo, que no contradice en ningún caso la hipótesis ricardiana. Por otro lado, la evidencia recogida sobre la ausencia de efecto del consumo público sobre el privado responde más al esquema keynesiano, indicando, en cualquier caso, que el consumo público no es ni sustitutivo ni complementario del privado, o, al contrario, que en el agregado ambas relaciones se contrarrestan. Asimismo, los resultados obtenidos para el ahorro empresarial señalan que, a largo plazo, no puede rechazarse la hipótesis de que el impacto de las decisiones de la empresa en materia de reparto de beneficios se canaliza exclusivamente a través de la renta disponible de las familias.

#### **IV.5. Papel del nivel del endeudamiento público y de la renta *per cápita***

Algunas características observables o rasgos que definen la estructura económica de los países analizados podrían contribuir a matizar los resultados obtenidos para el agregado. En realidad, debido a la falta de grados de libertad, no es posible contrastar si bajo el modelo dinámico aquí estimado se admite la hipótesis de que todos los coeficientes para todos los países son iguales (con la excepción de la constante que se permite que difiera entre ellos). La respuesta del consumo a las distintas

---

(14) Agradezco a J. L. Raymond la sugerencia de que este resultado poco intuitivo podría reflejar los problemas de estimación que se derivan de la presencia de heterogeneidad de respuesta de los países, en combinación con la especificación de un modelo dinámico en paneles de estas características dimensionales, y que han sido tratados en Pesaran y Smith (1995). El limitado número de países incluidos en esta muestra dificulta el tratamiento propuesto por estos autores, que sugieren que las estimaciones se realicen sobre las medias temporales.

variables no parece, *a priori*, que sea homogénea entre países, tal como se deduce del resultado del contraste de F presentado en el cuadro IV.2, bajo la estimación en niveles de un modelo de efectos fijos (15), ya que señala que los datos no admiten un tratamiento igual para todos los países, sugiriendo así la necesidad de buscar agrupaciones que satisfagan la restricción de igualdad de coeficientes impuesta (16).

Una de las características que podría ser relevante es el nivel de endeudamiento público de los países. La posibilidad de una respuesta diferenciada según el nivel de endeudamiento estaría en línea con la posible existencia de ilusión fiscal, por la que se percibe que el coste de la provisión de un bien público es menor que su coste real. Cabe pensar que los países con un nivel reducido de endeudamiento público tienen tendencia a infravalorar el coste de los déficit públicos y, por lo tanto, no descuentan los impuestos futuros, mostrando cierta dosis de ilusión fiscal. Esto es así, ya que el hecho de que tengan una *ratio* deuda/PIB reducida es seguramente el reflejo de la escasa importancia de sus déficit pasados. En cambio, los consumidores de los países con nivel elevado de endeudamiento serían más sensibles a los déficit observados y a su coste de financiación futura. Otra posible agrupación de los países vendría determinada por sus niveles de renta *per cápita*, en el supuesto de que exista una asociación positiva entre nivel de renta y nivel de desarrollo del sector público y de los sistemas fiscales. Si así fuera, cabría esperar que el consumo público de los países con niveles de renta elevada fuera complementario y no sustituto del privado, ya que las necesidades básicas de la población estarían satisfechas y el gobierno actuaría, esencialmente, para complementar y cubrir necesidades no primarias.

El método propuesto aquí para permitir y contrastar la posibilidad de una respuesta diferenciada entre los países agrupados según estas características se basa en la estimación de coeficientes distintos para cada grupo de países. En concreto, se estima la función de consumo, habiendo agrupado los países, según el nivel de endeudamiento o según el nivel de la renta *per cápita*, en un grupo de nivel alto y un grupo de nivel reducido. A partir de variables artificiales multiplicativas, se estiman dos coeficientes para cada una de las variables explicativas, lo que proporciona la respuesta diferenciada según cada una de estas agrupaciones.

Por lo tanto, se propone estimar dos coeficientes para cada variable. En la primera ecuación, se distinguirá entre los que se obtienen para los

---

(15) En la estimación en primeras diferencias (cuadro IV.3), aunque en puridad tampoco supera la restricción de coeficientes idénticos para todos los países a un 10 %, sí lo supera si se abre más el intervalo de confianza.

(16) Véase Pesaran y Smith (1995) para un análisis de los problemas de inconsistencia y de sesgo que aparecen en las estimaciones con datos de panel heterogéneos, bajo modelos dinámicos.

países con un nivel elevado de deuda, que en la muestra utilizada son Reino Unido, Dinamarca, Italia y Países Bajos, y los que corresponden al grupo de países con nivel reducido de deuda, formado por la República Federal de Alemania, Francia y España. En la segunda ecuación, se agruparán en un primer conjunto los países con un nivel de renta elevado, y que son Dinamarca, República Federal de Alemania, Países Bajos y Francia, y en el segundo grupo se incluirían los de nivel reducido: Reino Unido, Italia y España.

Los resultados obtenidos bajo estas dos agrupaciones se recogen en el cuadro IV.6: cada par de columnas, una correspondiente al nivel alto y otra al reducido, constituye las dos partes de la estimación cuyos estadísticos se recogen al pie del cuadro. Lo primero que cabe señalar es que ninguno de los dos criterios de agrupación recoge la suficiente heterogeneidad para admitir la igualdad de coeficientes entre sus propios países miembros. Las pruebas efectuadas con la inclusión de un grupo de países de nivel medio, bajo los dos conceptos, no resultan satisfactorias, pues los datos siguen sin admitir las restricciones de igualdad que todavía se mantienen. Se opta por presentar estos resultados, que, si bien no concluyentes, pueden echar un poco de luz sobre la existencia de heterogeneidad en la respuesta del consumo privado a sus distintos determinantes, según el nivel de endeudamiento del país o según su nivel de renta *per cápita*.

Los coeficientes estimados, cuando se agrupan los países según el nivel de endeudamiento público, recogen diferencias claras entre ambos grupos. Por una parte, tanto el coeficiente de la renta como el de la riqueza son menores en el grupo menos endeudado. Asimismo, el ahorro societario no es significativo en este grupo de países, indicando, por lo tanto, que en estos países las familias consolidan sus cuentas con el sector empresarial. En cuanto al papel de las transferencias netas de impuestos, se desprende que en estos países tienen un impacto positivo a largo plazo, algo que no ocurre en el caso de los países con nivel alto de deuda pública. Por último, la evidencia recogida señala que el consumo público es significativo en ambos tipos de países, pero con una incidencia de signo contrario según el grupo al que pertenecen: en concreto, los países con un nivel reducido de deuda pública presentan un consumo público complementario del privado, mientras que en los otros países tiene carácter sustitutivo (17).

---

(17) En Nicoletti (1988) y Dalamagas (1993, 1994), también se obtiene el resultado de que los países con un nivel reducido de deuda pública muestran un comportamiento no ricardiano. Asimismo, en Karras (1994), se recoge evidencia de que la complementariedad es la dirección que define la relación entre consumo público y privado en la mayoría de países que analiza. De igual modo, muestra que, a medida que crece el sector público, se reduce el coeficiente que mide la complementariedad, y la relación pasa a ser nula o de sustitución.

**RESPUESTA DEL CONSUMO PRIVADO SEGÚN EL NIVEL DE RENTA  
Y DE ENDEUDAMIENTO PÚBLICO (a)**

	Agrupación según el nivel del endeudamiento (b)				Agrupación según el nivel de renta per cápita (c)			
	Elevado		Reducido		Elevado		Reducido	
	En ecus	En ppc	En ecus	En ppc	En ecus	En ppc	En ecus	En ppc
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$y_t$	0,81 (15,38)	0,79 (15,41)	0,47 (4,22)	0,51 (4,44)	0,43 (5,19)	0,41 (4,75)	0,79 (13,12)	0,82 (15,68)
$w_{t-1}$	0,05 (4,41)	0,05 (4,89)	0,02 (1,21)	0,04 (2,09)	0,01 (1,14)	0,01 (0,93)	0,06 (2,41)	0,06 (2,72)
$g_t$	-0,85 (4,73)	-0,86 (4,97)	0,78 (3,06)	0,52 (1,99)	0,62 (3,02)	0,67 (2,87)	-1,23 (3,71)	-1,24 (4,07)
$se_t$	-0,86 (8,61)	-0,79 (7,58)	-0,15 (0,99)	-0,22 (1,27)	-0,44 (3,38)	-0,40 (2,83)	-0,64 (5,12)	-0,71 (6,53)
$nrq_t$	0,11 (1,59)	0,04 (0,57)	0,43 (2,05)	0,48 (2,16)	0,07 (0,73)	0,05 (0,50)	-0,20 (1,33)	-0,07 (0,59)
$bp_{t-1}$	0,006 (0,27)	-0,002 (0,11)	0,02 (0,67)	-0,01 (0,32)	0,13 (4,99)	0,13 (4,42)	-0,02 (0,80)	-0,03 (1,19)
Columnas	1+3	2+4			5+7	6+8		
$\bar{R}^2$	0,995	0,989			0,996	0,990		
DW	0,63	0,58			0,57	0,56		
$H_0: a_i b_k = a_i b_{ki} \text{ (d)}$	9,18 [30,62]	9,65 [30,62]			8,47 [30,62]	8,66 [30,62]		

(a) Estimación en niveles con variables ficticias por país. Entre paréntesis, estadístico t.

(b) Los países incluidos en el grupo de nivel de endeudamiento elevado son Reino Unido, Dinamarca, Italia y Países Bajos; y en el reducido, República Federal de Alemania, Francia y España.

(c) Los países incluidos en el grupo de nivel de renta *per cápita* elevado son Dinamarca, República Federal de Alemania, Países Bajos y Francia; y en el reducido, Reino Unido, Italia y España.

(d) Contraste de igualdad de coeficientes entre países: bajo la nula, existen dos grupos de países con coeficientes distintos para cada variable explicativa y una constante distinta para cada país; y, bajo la alternativa, cada país tiene su coeficiente para cada variable y una constante distinta para cada país. Entre corchetes, grados de libertad.

Las diferencias que aparecen si la distinción depende del nivel de renta *per cápita* son también significativas, pero de distinto carácter. Los países con nivel de renta *per cápita* elevado presentan un coeficiente reducido, tanto en renta como en riqueza; pero, en cambio, la deuda pública aparece como estadísticamente significativa. Para este grupo de países, el consumo público es complementario y no sustitutivo del privado, tal como cabría esperar.

## IV.6. Resumen y conclusiones

En este capítulo, se ha abordado el contraste empírico de la hipótesis ricardiana y la de ausencia de velo societario, siguiendo el enfoque de Kormendi (1983).

Los resultados obtenidos no responden, de forma global y unitaria, a las versiones más estrictas formuladas sobre cada uno de los postulados de comportamiento que se están contrastando, algo que es habitual en la literatura aplicada sobre esta materia. No obstante, cuando no se admite la posibilidad de que exista dependencia entre las características no observables de los países y las variables explícitamente tenidas en cuenta en la estimación de la función de consumo, los agentes parecen actuar totalmente de acuerdo con los postulados ricardianos. Sin embargo, el contraste realizado parece rechazar la restricción impuesta de que las características no observables de cada país son independientes de la estructura de su sector público recogida por el nivel de consumo público, de transferencias, de impuestos y de deuda, invalidando así el resultado sobre el comportamiento de las familias que se deriva de su imposición.

En cualquier caso, de la estimación de la especificación dinámica del modelo se deduce que la renta y la riqueza, al principio del período, constituyen las principales variables que explican el comportamiento del consumo privado. La inclusión de ambas variables en la especificación intenta captar tanto los efectos de flujos como los de *stock*, y los resultados obtenidos de dependencia positiva del consumo con respecto a ambas variables son coherentes con las distintas hipótesis de comportamiento que se contrastan.

Por otra parte, el consumo público no aparece como una variable relevante para las decisiones de consumo de los agentes privados, ya que, aunque presenta un signo negativo, no es estadísticamente significativo, ni a corto ni a largo plazo. Este resultado está en consonancia con el enfoque tradicional keynesiano, bajo el que no cabe esperar ningún impacto del consumo público sobre el privado, y es indicativo de que la relación entre el consumo de ambos sectores ni es de complementariedad, ni de sustitución, o bien que ambos efectos se contrarrestan en el agregado.

Mientras los impuestos no parecen desempeñar ningún papel en la toma de decisiones de consumo por parte de los agentes privados, la incidencia de las transferencias parece diferir en el corto plazo en relación con el largo. En el corto plazo, tienen un impacto positivo, implicando que la redistribución que se opera a través de ellas revierte en colectivos con mayor propensión marginal al consumo. A largo plazo, no parece que este resultado se mantenga, de manera que las transferencias tampoco

influyen sobre el consumo: el impacto positivo que se produce a corto plazo se desvanece a largo. Podría interpretarse en el sentido de que la redistribución operada a partir del juego de transferencias no se ve como definitivo o estable en el largo plazo (18).

El papel de la deuda pública, tanto en el corto como en el largo plazo, es nulo, en consonancia con la hipótesis de neutralidad, lo que puede ser indicativo de que no se considera que sea un componente de la riqueza neta de las familias.

Por lo tanto, la evidencia recogida parece indicar que la respuesta del consumo a las variables del sector público depende del horizonte temporal que se considere. En concreto, los consumidores parecen actuar en consonancia con la hipótesis keynesiana en el corto plazo, en el sentido de que la renta disponible de las familias se constituye en la variable relevante para las decisiones de consumo/ahorro. En cambio, en el largo plazo, los consumidores parecen descontar los impuestos, integrando la restricción del sector público en su restricción presupuestaria intertemporal, lo que encaja dentro de la hipótesis ricardiana.

Sin embargo, los resultados parecen señalar que hay diferencias significativas de comportamiento según el nivel de endeudamiento público y de renta *per cápita* de los países considerados (19), que pueden recoger parte de la heterogeneidad presente que los contrastes efectuados detectan (20). En concreto, aquellos que tienen un nivel elevado de renta (21) consideran el consumo público como complementario del privado, mientras que aquellos con un nivel reducido actúan como si fuera sustituto, lo que está en consonancia con la idea de que el sector público ayuda a cubrir en estos países unas necesidades básicas. Por otra parte, las economías con un nivel de endeudamiento público inferior a la media en el período analizado consolidan sus cuentas con las del sector empre-

---

(18) Asimismo, el resultado obtenido de que las transferencias netas de impuestos tienen incidencia en el largo plazo solo cuando no se incluye la deuda pública como regresor puede avalar la interpretación de que, en el largo plazo, deuda e impuestos son equivalentes: sin deuda, hay impacto, y con deuda, no lo hay.

(19) Las pruebas efectuadas utilizando el criterio del tamaño del sector público aproximado por la *ratio* consumo público/PIB no parecen detectar diferencias en la respuesta al consumo público, que no aparece como significativo, pero sí en las transferencias netas, que solo son significativas para los países con gran sector público (RFA, Reino Unido y Dinamarca). El contraste de la F para la hipótesis nula de que los coeficientes para los dos grupos de países recogen la heterogeneidad de todos los países toma valor 7,64.

(20) La falta de grados de libertad ha impedido realizar un contraste en el modelo dinámico que nos permita determinar si la restricción de homogeneidad entre países impuesta en la estimación es aceptada por los datos. Sin embargo, los resultados de este contraste efectuado sobre el modelo en niveles, así como el valor reducido del estadístico DW en aquella estimación, sugieren la necesidad de abordar esta cuestión de forma alternativa, tal como aquí se propone.

(21) Solo la República Federal de Alemania y Francia satisfacen ambos criterios a la vez.



sarial, de manera que el ahorro societario forma parte de la variable de renta relevante para las decisiones de consumo, y las familias y las empresas actúan como si fueran una unidad. En cambio, estos países, aunque no consideran la deuda pública como un componente de la riqueza, no parecen consolidar con el sector público, en la medida en que las transferencias netas parecen influir positivamente sobre sus decisiones de consumo privado: en ningún caso parecen reflejar una forma de actuar próxima a los postulados ricardianos. Una explicación de tal comportamiento vendría dada por el hecho de que estos países no tienen ningún motivo para creer que un recorte de impuestos hoy, que se compense con una subida de impuestos mañana, vaya a afectar negativamente al bienestar de los consumidores en el futuro. En este marco de ilusión fiscal, la reducción impositiva estimula el gasto en consumo, en vez de la capitalización de las obligaciones futuras. Al contrario ocurre en los países endeudados, donde el comportamiento de los agentes es más próximo a los postulados ricardianos, relación que puede explicarse porque en estos países la opinión pública está más sensibilizada con respecto a la carga futura de los déficit actuales [Dalamagas (1993, 1994)]. Por lo tanto, la historia de los déficit pasados, sintetizada en su nivel de endeudamiento, afecta a las decisiones de consumo de los agentes en el presente.

El papel del ahorro empresarial también puede verse como relativamente distinto según el horizonte temporal considerado, ya que, según la evidencia recogida aquí, mientras, a corto, los beneficios no distribuidos inciden marginalmente sobre las decisiones de consumo de las familias, a largo, no se puede rechazar la hipótesis de que no tienen ningún peso. Este resultado, según el cual se podría afirmar que los consumidores no rasgan el velo societario en el largo plazo y solo parcialmente en el corto, es poco intuitivo, y más si se tiene en cuenta que, en el largo plazo, los consumidores parecen rasgar el velo presupuestario (22). Cabe pensar, pues, que estos resultados reflejan que a largo plazo se produce muy poca sustitución entre el ahorro familiar y el empresarial.

Debe tenerse en cuenta una serie de factores, tanto de índole teórica como derivados de la definición de las variables utilizadas, que podrían explicar el resultado obtenido para el largo plazo (aunque difícilmente pueden justificar que el grado de sustituibilidad disminuya con el tiempo, tal como podría deducirse de los contrastes realizados). Por un lado, la Contabilidad Nacional incluye dentro del sector familias a las empresas con menos de nueve trabajadores y a los empresarios individuales. Parece, por lo tanto, que, en el caso de empresas de reducido tamaño, la

---

(22) En realidad, el contraste solo nos permite afirmar que no puede rechazarse la hipótesis de que las familias no rasgan el velo societario en el largo plazo, aunque no dice que actúen precisamente así.

Contabilidad Nacional consolida de antemano ambos sectores, sin permitir que se pueda contrastar esta hipótesis de comportamiento para dicho colectivo. Por otro lado, en el sector empresarial se incluyen tanto las empresas públicas como las que están en manos de extranjeros, lo que en muchos países puede constituir una parte importante de la propiedad (23). Para hacer frente a estas limitaciones asociadas al tipo de información empleado, podría sugerirse la utilización, por ejemplo, de datos bursátiles. Sin embargo, esto reduciría el ámbito del análisis a un tipo determinado de empresas, que son las que cotizan en bolsa, y, por lo tanto, se generarían problemas de otra índole en la interpretación de los resultados. Por otro lado, los argumentos que niegan la transparencia del velo societario pueden ser relevantes aquí. Cabe señalar que, a largo plazo, se pueden producir cambios distributivos en la propiedad de las empresas que pueden incidir sobre el consumo agregado. Asimismo, la estimación de la riqueza futura lleva implícita una previsión sobre política de dividendos, y el ahorro empresarial podría recoger en el largo plazo solo la parte no anticipada de esta política. En realidad, mientras los beneficios distribuidos pueden verse como una realización cierta de una riqueza, los no distribuidos pueden considerarse sujetos a un mayor nivel de incertidumbre.

Las conclusiones de política económica que, a grandes rasgos, pueden derivarse de los resultados obtenidos indican que las medidas fiscales de estímulo al ahorro (o al consumo) pueden ser efectivas en el corto, pero no en el largo plazo. En otras palabras, los individuos actúan como si incorporaran la restricción intertemporal del gobierno en su restricción presupuestaria, y solo la existencia de inercias o la dificultad de un ajuste inmediato explican la respuesta a corto plazo ante variaciones en impuestos o transferencias, respuesta que se diluye a medida que transcurre el tiempo.

En consecuencia, cabe pensar que la caída en la tasa de ahorro nacional observada en la mayoría de economías occidentales no tiene carácter permanente, en el sentido de que, según los resultados obtenidos aquí, a largo plazo el desahorro público se compensa con aumentos en el ahorro familiar (24). Sin embargo, los costes de eficiencia que pueden venir asociados a altos niveles de déficit públicos abogan por una política presupuestaria equilibrada, incluso en el corto plazo.

---

(23) Para ilustrar este punto merece la pena señalar que el peso sobre el PIB de las empresas de propiedad estatal en Francia era del 28 % en 1982, del 12 % en Italia en 1981, del 11,2 % en el Reino Unido en 1982 y del 6,8 % en España en este mismo año, según los datos contenidos en de la Dehesa (1992). Asimismo, en 1982, un promedio del 22,9 % de la formación bruta del capital la realizaba la empresa pública de los países que formaban parte de la Comunidad.

(24) Según los resultados aquí obtenidos, el ajuste es muy lento, ya que en el sexto año todavía queda por realizar la mitad del proceso.

Por otra parte, dado que, a corto plazo, la renta disponible de las familias es la variable relevante para las decisiones de los consumidores, toda medida económica que altere su nivel afectará al consumo. Por tanto, una disminución de impuestos (un aumento de las transferencias netas) financiada con deuda tendrá, a corto plazo, un impacto expansivo sobre el consumo. En realidad, el aumento en la renta disponible se destinará, en parte, al ahorro, por lo que, a nivel nacional, la reducción en el ahorro público se verá compensada parcialmente por el aumento del ahorro familiar. En cambio, a largo plazo, la forma de financiación del déficit es irrelevante y la política fiscal pierde su papel: el consumo privado no se altera, todo el aumento en la renta disponible se ahorra, de manera que el nivel del ahorro nacional permanece inalterado.

Sin embargo, parece que la práctica ausencia de déficit públicos en el pasado, que se manifiesta en un nivel de endeudamiento reducido en el presente, conduce a una distinta respuesta de las economías a los estímulos fiscales. En concreto, en los países con nivel reducido de deuda pública, la política fiscal es efectiva, ya que no se descuentan futuros impuestos, al contrario de lo que ocurre en los países con un historial de elevados déficit.

Por otra parte, en los países que muestran elevados niveles de renta *per cápita*, aumentos en el gasto público generan variaciones del mismo signo en el consumo privado. Por lo tanto, todo aumento del consumo público comporta una reducción del ahorro nacional mayor que la que se deriva exclusivamente de la caída en el ahorro público. Asimismo, el hecho de que la relación entre ambos tipos de consumo sea de complementariedad atenúa el efecto expulsión que el gasto público pudiera tener sobre el privado.

Por último, una política fiscal encaminada a estimular el reparto de dividendos en detrimento del ahorro empresarial aumentará el consumo privado, comportando así una disminución del ahorro privado. En cualquier caso, aunque este trabajo no permite dilucidar el impacto que la política tributaria puede tener sobre la descomposición del ahorro privado entre el componente de familias y el de empresas, en cambio sugiere la necesidad de analizar el ahorro privado de forma desagregada, si se desea conocer las vías a través de las cuales las medidas de política económica inciden sobre las decisiones del sector privado.

En resumen, el sector público puede tener una incidencia significativa sobre las decisiones de consumo/ahorro de las familias, en todo caso, en el corto plazo. Asimismo, también puede materializarse a través del impacto que pueda tener sobre las decisiones en materia de dividendos seguidas, a largo plazo, por las empresas.

## ANEJO

CUADRO A.1

### EFFECTO DE LA INVERSIÓN PÚBLICA SOBRE EL CONSUMO PRIVADO (a)

	<i>En ecus</i>	<i>En ppc</i>
	(1)	(2)
$\Delta y_t$	0,71 (4,65)**	0,71 (5,24)**
$\Delta w_t$	0,03 (1,75)*	0,03 (1,95)*
$\Delta g_t$	-0,15 (0,83)	-0,20 (1,01)
$\Delta ig_t$	-0,45 (1,12)	-0,46 (1,26)
$\Delta se_t$	-0,44 (2,03)**	-0,45 (2,21)**
$\Delta \tau_t$	-0,14 (0,83)	-0,46 (1,26)
$\bar{R}^2$	0,717	0,751
DW	1,53	1,53

(a) Método de estimación: variables instrumentales sobre el modelo en primeras diferencias.  
Instrumentos utilizados:

$$y_{t-2}, y_{t-3}, w_{t-2}, w_{t-3}, g_t, g_{t-1}, g_{t-2}, ig_t, ig_{t-1}, ig_{t-2}, se_{t-2}, se_{t-3}, \tau_t, \tau_{t-1}, \tau_{t-2}.$$

## ESTIMACIÓN DINÁMICA EN NIVELES (a)

	<i>En ecus de 1985</i>				<i>En ppc de 1985</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$y_t$	0,65 (11,85)	0,67 (12,12)	0,66 (12,07)	0,65 (12,38)	0,66 (12,47)	0,67 (12,61)	0,67 (12,58)	0,65 (12,98)
$w_{t-1}$	-0,01 (0,24)	0,01 (0,17)	0,005 (0,09)	-0,001 (0,02)	-0,009 (0,15)	0,01 (0,23)	0,07 (0,12)	-0,003 (0,05)
$g_t$	-0,22 (1,08)	-0,05 (0,25)	-0,07 (0,39)	—	-0,27 (1,34)	-0,11 (0,59)	-0,15 (0,77)	—
$se_t$	-0,50 (4,81)	-0,49 (4,79)	-0,53 (5,06)	-0,51 (5,03)	-0,50 (4,77)	-0,48 (4,71)	-0,52 (4,95)	-0,49 (4,88)
$tr_t$	0,39 (2,52)	—	—	—	0,37 (2,40)	—	—	—
$\tau_t$	-0,10 (1,09)	—	—	—	-0,10 (1,08)	—	—	—
$nrg_t$	—	0,19 (2,44)	0,16 (2,04)	0,15 (1,96)	—	0,17 (2,21)	0,15 (1,86)	0,14 (1,79)
$bp_{t-1}$	0,08 (2,20)	—	0,06 (1,73)	0,07 (1,95)	0,07 (2,04)	—	0,06 (1,75)	0,07 (1,94)
$c_{t-1}$	0,89 (9,34)	0,91 (9,92)	0,88 (9,54)	0,87 (9,60)	0,88 (9,62)	0,90 (10,12)	0,88 (9,83)	0,87 (10,06)
$y_{t-1}$	-0,49 (6,80)	-0,53 (7,11)	-0,51 (6,98)	-0,65 (12,38)	-0,50 (6,95)	-0,53 (7,16)	-0,52 (6,98)	-0,50 (7,81)
$w_{t-2}$	0,02 (0,37)	0,003 (0,05)	0,004 (0,08)	0,01 (0,24)	0,02 (0,29)	0,0004 (0,009)	0,003 (0,06)	0,01 (0,26)
$g_{t-1}$	0,23 (1,17)	0,14 (0,84)	0,16 (0,85)	—	0,25 (1,32)	0,19 (1,13)	0,20 (1,07)	—
$se_{t-1}$	0,24 (2,26)	0,29 (2,59)	0,28 (2,54)	0,26 (2,64)	0,24 (2,28)	0,27 (2,48)	0,27 (2,46)	0,25 (2,61)
$tr_{t-1}$	-0,28 (1,57)	—	—	—	-0,25 (1,42)	—	—	—
$\tau_{t-1}$	0,06 (0,69)	—	—	—	0,06 (0,68)	—	—	—
$nrg_{t-1}$	—	-0,05 (0,68)	-0,11 (1,36)	-0,10 (1,27)	—	-0,05 (0,67)	-0,10 (1,29)	-0,09 (1,16)
$bp_{t-2}$	-0,06 (1,55)	—	-0,05 (1,33)	-0,06 (1,87)	-0,06 (1,48)	—	-0,05 (1,40)	-0,06 (1,90)
$c_{t-2}$	-0,15 (2,12)	-0,14 (2,02)	-0,15 (2,01)	-0,13 (1,91)	-0,15 (2,19)	-0,14 (2,06)	-0,14 (2,09)	-0,13 (1,95)
DW	1,89	1,78	1,85	1,81	1,87	1,76	1,84	1,79
$\bar{R}^2$	0,998	0,998	0,998	0,998	0,995	0,995	0,995	0,995

(a) Todas las estimaciones incluyen variables artificiales de país. Entre paréntesis, estadístico t.

## V

### CONCLUSIONES

#### V.1. Motivación

La tasa de ahorro nacional de la mayoría de los países de la Unión Europea ha sido, en los ochenta y principios de los noventa, inferior a la que se observó, en promedio, en las dos décadas anteriores. Si bien parece que, con una perspectiva histórica, son las tasas de ahorro de los cincuenta y los sesenta las excepcionalmente elevadas [Maddison (1992)], la asociación directa entre ahorro, acumulación de capital y crecimiento económico ha generado una cierta preocupación ante esta reducción (1).

De igual modo, en el mismo período, estos países han aumentado de forma apreciable el volumen de sus déficit públicos, lo que ha reavivado el debate acerca de la capacidad del sector público para incidir sobre las decisiones de los agentes privados. Dado que, mientras el ahorro familiar en relación con la renta nacional caía, el ahorro societario en relación con esta misma variable crecía, de manera que el ahorro privado se mantenía bastante estable, se ha argumentado que la única forma de aumentar el ahorro nacional pasa por una reducción del desahorro público.

La posibilidad de que se produzcan movimientos compensatorios entre el ahorro privado y el público ha sido objeto de un amplio debate teórico y ha generado una cuantiosa literatura empírica (2). La base teórica de esta relación es la hipótesis de equivalencia ricardiana, que postula que los consumidores integran la restricción presupuestaria intertemporal del sector público en su conjunto de información. Si las familias actúan de acuerdo con este supuesto de comportamiento, se desprende que hay

---

(1) Cabe señalar que la liberalización internacional de los movimientos de capital ha podido atenuar este vínculo directo, en el sentido de que el ahorro generado en un país se puede dirigir a financiar el proyecto de inversión más rentable, independientemente de su nacionalidad [Feldstein y Horioka (1980)].

(2) Véanse las revisiones de Bernheim (1987) y Seater (1993).

sustitución entre ahorro privado y público. Por otra parte, la denominada hipótesis de ausencia de velo societario, que sostiene que las familias consolidan sus cuentas con las del sector empresarial, de manera que «rasgan el velo societario», podría explicar la existencia de movimientos compensatorios entre el ahorro familiar y el societario. El argumento teórico que explica tal relación es que las familias son, finalmente, las propietarias de las empresas.

Si las familias actúan de acuerdo con estos supuestos de comportamiento, se produce algún tipo de sustitución entre el ahorro familiar y el empresarial, y entre el público y el privado.

Los resultados del análisis empírico de las relaciones entre los distintos componentes del ahorro recogidos en la literatura no son muy concluyentes, tal como se observa en el capítulo I de revisión. Parece, en todo caso, que domina la interpretación de que las familias no rasgan totalmente el velo societario, por lo que, o bien no se produce sustitución entre ahorro familiar y empresarial, o bien, si se produce, es exclusivamente parcial. En cambio, gran parte de los resultados obtenidos con el contraste de la hipótesis ricardiana no permite rechazar que este supuesto de comportamiento refleje la forma en la que actúan las familias. En concreto, aunque son pocos los trabajos donde se encuentra evidencia de que la hipótesis ricardiana se verifica en su sentido más estricto, son menos los que no encuentran ningún tipo de evidencia a favor.

Merece la pena formular un conjunto de consideraciones metodológicas sobre la forma en que se ha abordado el análisis de estos distintos supuestos en los trabajos existentes. Por un lado, la mayoría de estudios se ha realizado con datos de serie temporal, presentándose en muchos casos problemas en la estimación, derivados de la falta de estacionariedad de las variables. En cambio, no se ha aprovechado este tipo de información para analizar las relaciones dinámicas entre los distintos factores. Asimismo, la falta de adecuación del método utilizado en las estimaciones con la especificación del modelo elegido (por ejemplo, por la posible presencia de endogenidad, o por la imposición de una determinada estructura en los errores) ha caracterizado gran parte del análisis realizado. Por otro lado, los escasos estudios realizados con datos de panel para distintos conjuntos de países no incluyen, prácticamente en ningún caso, contrastes sobre la homogeneidad que se ha impuesto en la respuesta de los distintos países a las variables explicativas.

Este trabajo se ha propuesto contrastar la hipótesis de que las familias actúan como si consolidaran sus cuentas con las del sector empresarial y con las del sector público en un marco unitario, bajo distintos enfoques, utilizando un panel incompleto de países de la Unión Europea para el período 1970-1990. Una de las aportaciones del trabajo es, preci-

samente, la construcción de esta base de datos, donde se recoge la información desagregada entre sector familias y sector empresas que figura en las cuentas nacionales. Por otra parte, además de la extensión a un panel de países de estos contrastes, que hasta ahora se habían formulado, en la mayor parte de los casos, solo con datos de serie temporal, se ha intentado una cierta aportación metodológica, teniendo en cuenta las consideraciones que se acaban de señalar. En concreto, las especificaciones de la función de consumo y de ahorro estimadas permiten distinguir entre el impacto a corto y el impacto a largo de las distintas variables, lo que constituye una aportación a este tipo de análisis. Asimismo, se ha discutido en todos los casos el método de estimación adoptado, especialmente en relación con la posible presencia de endogenidad. En todas las formulaciones se presentan los contrastes sobre la igualdad entre países de la respuesta del consumo y del ahorro a las distintas variables, de manera que se pueda determinar si existe un patrón de comportamiento común a todos los países analizados o por agrupaciones de los mismos.

## **V.2. Marco de análisis**

Una de las consecuencias de la satisfacción simultánea de la hipótesis de sustitución total entre ahorro familiar y empresarial, y entre público y privado, es que la variable relevante para las decisiones de consumo/ahorro de las familias es la renta nacional. Esto justifica la formulación de un contraste sobre el cumplimiento de estas hipótesis de comportamiento, basado en la estabilidad de la relación entre la renta nacional y el ahorro nacional, por una parte, y entre la renta nacional y el ahorro privado, por otra, que se aborda en el capítulo II.

En concreto, la estabilidad en la tasa de ahorro nacional podría tomarse como un rasgo indicativo de la existencia de movimientos compensatorios entre su componente público y privado, sobre todo cuando se han producido alteraciones importantes en la distribución de la renta entre ambos sectores. De igual manera, una tasa de ahorro privado constante podría reflejar la ausencia de velo societario, en el sentido de que las familias adoptan sus decisiones de ahorro teniendo en cuenta las adoptadas por las empresas.

Sin embargo, la exigencia de una tasa de ahorro constante sugiere una interpretación muy restrictiva de las relaciones que se desea analizar, por lo que se propone la aplicación del concepto de estacionariedad a este contexto. Debe tenerse en cuenta que la estacionariedad puede interpretarse como estabilidad en el largo plazo: si una serie es estacionaria, aunque se aleje temporalmente de su valor normal, acaba volvien-



do a él. Por lo tanto, el análisis de la estacionariedad y orden de integración de las distintas series de ahorro nos puede proporcionar una primera aproximación a la posible existencia de sustitución entre los distintos componentes del ahorro (3).

No obstante, el contraste para determinar si el comportamiento de las series de la tasa de ahorro es compatible con la existencia de movimientos compensatorios entre sus distintos componentes, además de que puede tomarse solo como un rasgo indicativo de tal forma de actuar, no permite ninguna matización, ya que solo puede recoger la existencia de sustitución total.

Es por eso por lo que en el capítulo III se propone un análisis que permite medir el grado de la sustitución directa existente entre los distintos componentes del ahorro.

Las decisiones del ahorro del sector público y del sector empresarial desempeñan un papel más o menos importante en la determinación de la renta disponible de las familias, y, a través de ella, pueden incidir sobre las decisiones de ahorro de este sector. Adicionalmente, también pueden afectar directamente a la decisión de posponer consumo adoptada por las familias, si estas consideran el ahorro de estos sectores como un sustituto perfecto o imperfecto del propio. Las razones que pueden justificar tal consideración deben buscarse, por una parte, en que las familias son las propietarias de las empresas, y, por lo tanto, son capaces de rasgar el velo societario y coordinar su actuación con la de las empresas. Por otra parte, las familias, con su voto, orientan las decisiones de política fiscal y, consecuentemente, las del ahorro del sector público, lo que les permite consolidar su actividad con la de este sector.

A partir de la estimación de una función de ahorro de las familias, donde el ahorro del sector público y del sector empresarial aparecen como variables explicativas, se permite que la sustitución entre estos componentes del ahorro nacional sea parcial y no exclusivamente total. Bajo este enfoque, se pretende determinar el concepto relevante de renta para las decisiones de ahorro de las familias, con el objetivo de delimitar el nivel de agregación implícito en las decisiones adoptadas por este sector.

Sin embargo, la actividad del sector público, aunque puede recogerse en un agregado, como es el ahorro de las Administraciones Públicas, se manifiesta a través de distintos elementos, como los impuestos, las transferencias, el consumo público o la deuda pública, cuyo impacto so-

---

(3) Cabe señalar que una de las aportaciones de este capítulo es la aplicación del análisis de estacionariedad a este marco, ya que, tradicionalmente, se ha venido realizando con contrastes de Chow; y otra es la extensión a datos de panel de este enfoque, siguiendo los trabajos de Levin y Lin (1992 y 1993).

bre las decisiones de los consumidores puede ser muy distinto. En el capítulo IV, se desagrega la actividad del sector público entre sus principales componentes y se analiza la respuesta de los consumidores ante variaciones en cada uno de ellos. El objetivo es el de determinar si las familias integran en su restricción presupuestaria la restricción intertemporal del gobierno y la de las empresas, teniendo en cuenta estas diferencias.

En este capítulo, se tiene en cuenta que el gasto público debe ser financiado, o bien mediante impuestos, o bien mediante deuda, lo que permite responder a la pregunta de si, empíricamente, la financiación del déficit público es relevante para las decisiones de ahorro. La hipótesis de equivalencia ricardiana sostiene que los agentes descuentan los futuros impuestos implícitos en la deuda, de manera que sus efectos reales no difieren de los derivados de los impuestos. En otras palabras, este supuesto de comportamiento se basa en la observación de que los déficit únicamente retrasan el pago de impuestos, y, dado que el momento del pago no afecta a la restricción presupuestaria intertemporal del individuo, no puede afectar a sus decisiones de consumo. El hecho de que las familias actúen de acuerdo con la hipótesis ricardiana y consoliden sus cuentas con las del sector público y, además, rasguen el velo societario, integrando su restricción presupuestaria con la del sector empresarial, puede interpretarse en el sentido de que adoptan sus decisiones de consumo/ahorro teniendo en cuenta la renta de los otros sectores de la economía. En cambio, bajo un modelo keynesiano, la variable relevante para las decisiones de consumo es la renta disponible de las familias, y la deuda pública es considerada como parte de la riqueza neta, por lo que implícitamente se supone que no se produce ningún tipo de integración entre las cuentas de los distintos sectores.

La especificación de una función de consumo privado, integrada dentro de la hipótesis de ciclo vital/renta permanente, constituye el marco donde se desarrolla el contraste propuesto (4). En concreto, se propone determinar si las familias integran en su restricción presupuestaria la restricción intertemporal del gobierno y la de las empresas, teniendo en cuenta los distintos componentes que configuran la política fiscal. Bajo este enfoque, también es posible determinar si la forma de financiación del gasto público es relevante para las decisiones de consumo privado y, al desagregar la actividad del sector público, se puede medir la respuesta diferenciada del consumo ante modificaciones de los determinantes de la política fiscal.

---

(4) Una de las aportaciones de este capítulo es la extensión a datos de panel de este contraste formulado inicialmente en Kormendi (1983), y la caracterización del comportamiento de los países según su nivel de desarrollo y de endeudamiento público.

### V.3. Principales resultados empíricos

La caracterización de las series de ahorro, a partir de los contrastes sobre el orden de integración realizados, cuyos resultados se resumen en el cuadro V.1, parecen señalar que, en el conjunto de los países de la Unión Europea considerados, el ahorro privado es estacionario. En cambio, los resultados obtenidos para el ahorro nacional señalan que no existe un patrón común de comportamiento para la Unión y que, por lo tanto, el análisis debe realizarse país a país. En cualquier caso, en un número amplio de países, la serie de la tasa de ahorro nacional no es estacionaria. En concreto, los resultados obtenidos apuntan hacia la idea de que la reducción observada en la tasa de ahorro nacional no tiene carácter transitorio en cuatro de los países analizados (Francia, Italia, Reino Unido y Grecia), donde la tasa se ha estabilizado en un nivel más reducido. Por su parte, en Portugal, la tasa de ahorro nacional no parece reflejar ninguna caída, mientras que la serie para Irlanda muestra resultados no concluyentes, que dependen del contraste de estacionariedad elegido; y, para el resto de países (República Federal de Alemania, Países Bajos, Bélgica, Dinamarca y España), parece que no se encuentra estabilidad. En cambio, la participación del ahorro privado en el PIB se puede calificar de constante en el tiempo, para el conjunto de la Unión, e, individualmente, en la mayoría de países: solo en Italia y en Bélgica no se encuentra ningún signo de estabilidad en esta tasa, mientras que, en los Países Bajos y Francia, se recoge un reajuste de nivel, y, en la República Federal de Alemania, los resultados no son concluyentes.

Por lo tanto, con la evidencia recogida en el capítulo II, se podría rechazar la hipótesis de sustitución perfecta entre ahorro público y ahorro privado en un número amplio de países. En cambio, la estabilidad observada en la tasa de ahorro del sector privado en relación con la renta nacional podría tomarse como indicio a favor de la existencia de sustitución entre el ahorro de las familias y el de las empresas.

Cuando se admite la posibilidad de que la sustitución no sea necesariamente total y se estima una función de ahorro para el sector familiar, estos resultados se pueden matizar ligeramente. Asimismo, se puede distinguir la respuesta del ahorro en relación con los valores corrientes de la obtenida con respecto a los valores permanentes de las variables, con los resultados que se resumen en el cuadro V.2.

Cuando se supone que son solo los valores corrientes de las variables los que determinan las decisiones de ahorro de las familias, se puede concluir que estas consideran el ahorro de las empresas como parte de su renta, mientras que el papel desempeñado por el ahorro público parece que es irrelevante. En cualquier caso, si las decisiones públicas en mate-

**ESTACIONARIEDAD DE LAS SERIES DE AHORRO EN RELACIÓN  
CON LA RENTA NACIONAL. 1960-1994**

	<i>Ahorro nacional</i>	<i>Ahorro privado</i>
República Federal de Alemania	No	No/Sí
Francia	Cambio 1980	Cambio 1980
Italia	Cambio 1980	No
Países Bajos	No	Cambio 1981
Bélgica	No	No
Reino Unido	Cambio 1980	Sí
Irlanda	No/Sí	Sí
Dinamarca	No	Sí
Grecia	Cambio 1981	Sí
Portugal	Sí	Sí
España (1970-1994)	No	Cambio 1980/Sí

ria de ahorro son tenidas en cuenta por las familias, no se produce una compensación plena entre ambos sectores. En cambio, la evidencia recogida para el ahorro empresarial no permite rechazar, en algunos casos, la presencia de sustitución total. Es decir, las familias consideran el ahorro empresarial como propio. En cambio, si la renta relevante para las decisiones es la permanente o esperada, entonces el valor esperado del ahorro público también incide sobre las decisiones de ahorro del sector familias, pero de tal manera que la sustitución no es perfecta. Asimismo, el ahorro empresarial sustituye solo parcialmente al familiar, de manera que un aumento en los beneficios retenidos esperados tendrá un menor efecto expansivo sobre el consumo que un aumento idéntico en algún componente de la renta permanente disponible de las familias.

Por lo tanto, de la evidencia recogida en el capítulo III se desprende que variaciones en el ahorro público, a corto plazo, no afectan al ahorro de las familias: las disminuciones de impuestos se consumen completamente en el corto plazo, y los aumentos se financian con reducciones en el consumo, de manera que, a corto plazo, el ahorro de las familias no se modifica y el ahorro nacional varía (SN) en la misma magnitud que el ahorro público. En cambio, un aumento permanente en el ahorro público, afecte o no a la renta disponible, comportará una reducción en el ahorro familiar, pero de tal magnitud, que, sin embargo, el ahorro nacional cre-

**SUSTITUCIÓN DIRECTA ENTRE COMPONENTES DEL AHORRO**

	<i>Valores corrientes</i>	<i>Valores permanentes</i>
Renta familiar disponible	+	+
Ahorro empresarial	–	–
Ahorro público	0	–
$\Delta$ ahorro empresarial	= SP	> $\Delta$ SP
$\Delta$ ahorro público	= $\Delta$ SN	> $\Delta$ SN

cerá por la variación del ahorro público, ya que la relación entre ambos componentes pasa a tener carácter parcialmente sustitutivo. Por otra parte, los resultados presentados indican que, mientras en el corto plazo los aumentos exógenos en el ahorro societario se pueden ver exactamente compensados con disminuciones en el ahorro familiar, en el largo plazo se afectará el nivel del ahorro privado (SP), produciéndose un incremento de menor cuantía que el observado en el componente empresarial. Por lo tanto, en el largo plazo, no solo se producen alteraciones en la composición del ahorro nacional, sino también en el nivel (5).

La estimación de la función de consumo recogida en el capítulo IV permite analizar la respuesta de los consumidores ante variaciones en los distintos componentes que configuran la actividad pública.

Los resultados obtenidos no responden de forma global y unitaria a las versiones más estrictas formuladas sobre la hipótesis ricardiana y la de ausencia de velo societario que se están contrastando. No obstante, cuando no se considera la posibilidad de que exista dependencia entre las características no observables de los países y las variables explícitamente tenidas en cuenta en la estimación de la función de consumo (modelo de efectos aleatorios), los agentes parecen actuar totalmente de acuerdo con los postulados ricardianos. Sin embargo, el contraste realizado parece rechazar la restricción impuesta de que las características no observables de cada país son independientes de la estructura de su sector público, recogida por el nivel de consumo público, de transferencias, de impuestos y de deuda, invalidando así el resultado sobre el com-

(5) En este capítulo, también se concluye que la incertidumbre aproximada por la inflación esperada o por la tasa de paro tiene una incidencia positiva sobre el ahorro. Asimismo, los tipos de interés inciden sobre las decisiones de ahorro con signo positivo.

## AHORRO DE LAS FAMILIAS Y FINANCIACIÓN DEL DÉFICIT PÚBLICO

CORTO PLAZO:		
Renta nacional		+
Consumo público		0
Transferencias corrientes		+
Ahorro empresarial		-
Impuestos		0
Transferencias netas de impuestos		+
$\Delta$ ahorro empresarial	$\Delta$ ahorro familiar	> SP
LARGO PLAZO:		
Renta nacional		+
Riqueza privada		+
Consumo público		0
Transferencias corrientes		0
Ahorro empresarial		-
Impuestos		0
Transferencias netas de impuestos		0
Deuda pública		0
$\Delta$ ahorro empresarial	$\Delta$	SP

portamiento de las familias que se deriva de su imposición. En el cuadro V.3, se resumen los principales resultados obtenidos bajo el modelo de efectos fijos.

El consumo público no aparece como una variable relevante para las decisiones de consumo de los agentes privados, ni a corto, ni a largo plazo, por lo que la relación entre ambos consumos puede definirse como de independencia.

Mientras que los impuestos no parecen desempeñar ningún papel en la toma de decisiones de consumo por parte de los agentes privados, la incidencia de las transferencias parece diferir en el corto plazo en relación con el largo. En el corto plazo, tienen un impacto positivo, ya que la redistribución que se opera a través de ellas revierte en colectivos con mayor propensión marginal al consumo. A largo plazo, no parece que este resultado se mantenga, de manera que las transferencias tampoco influyen sobre el consumo: el impacto positivo que se produce a corto plazo se desvanece a largo. Podría interpretarse en el sentido de que la

**HOMOGENEIDAD DE LA RESPUESTA DEL CONSUMO SEGÚN EL NIVEL  
DE RENTA Y DE ENDEUDAMIENTO PÚBLICO**

	Nivel de endeudamiento público	
	Elevado	Reducido
Transferencias netas de impuestos	0	+
	Nivel de renta <i>per cápita</i>	
	Elevado	Reducido
Consumo público	+	–

redistribución operada a partir del juego de transferencias no se ve como definitivo o estable en el largo plazo.

El papel de la deuda pública, tanto en el corto como en el largo plazo, es nulo, en consonancia con la hipótesis ricardiana, lo que puede ser indicativo de que no se considera que sea un componente de la riqueza neta de las familias.

Los resultados parecen señalar, asimismo, que hay diferencias significativas de comportamiento entre grupos de países, tal como se resume en el cuadro V.4. En concreto, los que tienen un nivel elevado de renta consideran el consumo público como complementario del privado, mientras que los que tienen un nivel reducido actúan como si fuera sustituto, lo que está en consonancia con la idea de que el sector público ayuda a cubrir en estos países unas necesidades básicas. Por otra parte, las economías con un nivel de endeudamiento público inferior a la media en el período analizado no parecen consolidar sus cuentas con el sector público, dado que, aunque no consideran la deuda pública como un componente de riqueza, las transferencias netas parecen influir positivamente sobre sus decisiones de consumo privado. No parecen reflejar, en ningún caso, una forma de actuar próxima a los postulados ricardianos. Al contrario ocurre en los países endeudados, donde el comportamiento de los agentes es más próximo a la hipótesis de que descuentan los impuestos futuros asociados a la financiación del gasto, relación que puede explicarse porque en estos países la opinión pública está más sensibilizada con respecto a la carga futura de los déficit actuales.

Tal como se resume en el cuadro V.3, se recoge evidencia de que el papel del ahorro empresarial también puede ser relativamente distinto

según el horizonte temporal considerado. En concreto, los contrastes reflejan que, mientras a corto plazo los beneficios no distribuidos inciden sobre las decisiones de consumo de las familias, a largo no parecen tener ningún peso, resultado que debe ser tomado con cautela.

#### **V.4. Sumario**

A partir de los tres enfoques seguidos, se desprende una serie de conclusiones que, integrando los resultados obtenidos bajo cada uno de ellos, permiten aventurar el impacto sobre el consumo/ahorro del sector privado que se puede esperar de las decisiones de política económica.

Por una parte, no debe temerse que la reducción observada en la tasa de ahorro nacional de los países industrializados, asociada a los aumentos que se han producido en los déficit públicos, sea de carácter permanente en la mayoría de los países de la Unión Europea analizados. En realidad, la evidencia recogida sobre la satisfacción de la hipótesis de equivalencia ricardiana en el largo plazo permite pensar que las familias acaban actuando compensatoriamente en relación con el sector público. Por ello, la reducción del déficit público no tiene por qué conducir a una recuperación de los niveles de las tasas de ahorro nacional alcanzadas en las décadas anteriores. Sin embargo, aunque la actuación del sector privado puede acabar compensando el desahorro público en el largo plazo, el ajuste es muy lento. En cualquier caso, no parece descabellado fijar como objetivo la minimización de las pérdidas de eficiencia que puedan derivarse de mayores necesidades de financiación del sector público, incluso en el corto plazo, lo que puede aconsejar que se lleven a cabo reducciones significativas en el déficit presupuestario.

Por lo tanto, las reducciones en los déficit públicos propiciadas por los acuerdos de Maastricht pueden detener la recuperación que recientemente se ha observado en las tasas de ahorro de las familias en los países de la Unión Europea. Cabe pensar que la satisfacción de los criterios de convergencia contribuirá a configurar una Europa caracterizada por unas cuentas públicas saneadas y unas tasas de ahorro nacional reducidas, lo que refleja una estructura muy similar a la estadounidense.

Por otra parte, la relativa estabilidad observada en la *ratio* de ahorro privado sobre la renta nacional, y que se refleja en la estacionariedad recogida en el contraste de raíz unitaria realizado, no parece responder a la existencia de movimientos compensatorios uno a uno entre el ahorro familiar y el empresarial. En realidad, parece que, si bien a corto plazo puede existir cierta sustitución, a largo plazo no se recoge evidencia de que los beneficios no distribuidos por las empresas (el ahorro societario) tengan alguna incidencia sobre las decisiones de consumo de las fami-



lias. Cabe esperar que, más que nulo, el impacto sea de escasa magnitud, ya que se hace difícil justificar la dirección del cambio en la respuesta a corto, frente a la obtenida a largo plazo, sugiriendo la necesidad de explorar más profundamente esta cuestión. Por lo tanto, la estabilidad hallada en el agregado tiene que responder a una forma de actuar de las empresas y de las familias, que aquí no se ha analizado. Cabe preguntarse, por ejemplo, si no podría reflejar respuestas contrarias frente al ciclo: cuando la economía crece, las familias consumen e incluso se endeudan para consumir, mientras que las empresas amplían sus márgenes y aumentan su ahorro. En la fase recesiva del ciclo, las familias ahorran y las empresas comprimen márgenes, reduciendo su ahorro. Si así fuera, en ningún caso parecería que responden directamente a la decisión adoptada por el otro sector.

Por lo tanto, con los resultados obtenidos aquí, toda política tributaria recaudatoriamente neutral, encaminada a estimular de forma permanente el reparto de beneficios por parte de las empresas, vendrá acompañada de un muy escaso aumento en el ahorro de las familias en el largo plazo. En realidad, en el largo plazo se producirá una variación en el nivel del ahorro privado, en la misma dirección que el cambio inicial en el ahorro empresarial, pero de menor cuantía. Así, la atenuación de la doble imposición de dividendos en el impuesto sobre la renta, en la medida en que puede actuar de estímulo al reparto de beneficios, conducirá a un mayor esfuerzo ahorrador por parte de las familias, pero a una reducción en el ahorro privado. El aumento en la renta disponible se ahorrará parcialmente, y el consumo privado crecerá ligeramente a largo. El ahorro nacional no solo verá alterada su composición, sino que también experimentará una reducción.

Aunque el enfoque seguido en este trabajo no permite determinar el impacto que la política tributaria puede tener sobre la descomposición del ahorro privado entre el componente de familias y el de empresas, en cambio, los resultados obtenidos sugieren la necesidad de analizar el ahorro privado de forma desagregada, si se quiere conocer las vías a través de las cuales las medidas de política económica inciden sobre las decisiones del sector privado.

Asimismo, la evidencia recogida parece indicar que la respuesta del consumo a las variables del sector público depende del horizonte temporal que se considere. En concreto, en el corto plazo, la renta disponible de las familias se constituye en la variable relevante para las decisiones de consumo/ahorro. En cambio, en el largo plazo, los consumidores parecen descontar los impuestos, integrando la restricción del sector público en su restricción presupuestaria intertemporal.

Se pueden señalar varias razones que expliquen el resultado obtenido de que las medidas fiscales de estímulo al ahorro (o al consumo) pue-

den ser efectivas en el corto, pero no en el largo plazo. En concreto, la presencia de restricciones de liquidez que pueden desaparecer en el largo plazo, los costes de procesar la información nueva que lleva a los agentes a actuar con ciertas inercias o la necesidad de aprendizaje son algunos de los elementos que impiden un ajuste inmediato a la nueva situación. A un nivel macroeconómico, se podría señalar la ausencia de plena libertad de los movimientos de capital, que actuaría como una restricción agregada que dificultaría alcanzar los niveles deseados de las variables de consumo y ahorro en el corto plazo.

En este sentido, toda medida económica que altere la renta disponible de las familias afectará a las decisiones de los consumidores. Por tanto, una disminución de impuestos (un aumento de las transferencias netas) financiada con deuda tendrá, a corto plazo, un impacto expansivo sobre el consumo. En realidad, el aumento en la renta disponible no se destinará en su totalidad al consumo, sino que una parte se ahorrará. Por lo tanto, el aumento en el desahorro público se verá relativamente compensado por el crecimiento del ahorro familiar, de manera que la reducción en el ahorro nacional será inferior a la que se derivaría si solo se considerara el cambio producido en el ahorro del sector público. En cambio, a largo plazo, la forma de financiación del déficit es irrelevante y la política fiscal pierde su papel: el consumo privado no se altera, todo el aumento en la renta disponible se ahorra, de manera que el nivel del ahorro nacional permanece inalterado.

Sin embargo, parece que la práctica ausencia de déficit públicos en el pasado, que se manifiesta en un nivel de endeudamiento reducido en el presente, conduce a una distinta respuesta de las economías a los estímulos fiscales. En concreto, en los países con nivel reducido de deuda pública, la política fiscal recupera su efectividad, en el sentido de que afecta a las decisiones de consumo a través de su impacto sobre los componentes de la renta disponible: en estos países no se descuentan futuros impuestos, al contrario de lo que ocurre en los países con un historial de elevados déficit. Una explicación de tal comportamiento vendría dada por el hecho de que los países con nivel reducido de deuda pública no tienen ningún motivo para creer que un recorte de impuestos hoy, que se compense con una subida de impuestos mañana, vaya a afectar negativamente al bienestar futuro de los consumidores. Bajo este marco de ilusión fiscal, la reducción impositiva estimula el gasto en consumo en vez de la capitalización de las obligaciones futuras.

Por otra parte, en los países que muestran elevados niveles de renta *per cápita*, que podrían asociarse a países con elevados niveles de desarrollo, aumentos en el gasto público generan variaciones del mismo signo en el consumo privado. El hecho de que el consumo público se vea

como complementario del privado, y no como sustitutivo, atenúa el efecto expulsión que el gasto público pudiera tener sobre el privado.

En resumen, los resultados obtenidos en este estudio, por lo que respecta a la relación entre ahorro familiar y empresarial, están en consonancia con la evidencia recogida en otros trabajos para otros períodos y países, con otro tipo de información y bajo enfoques metodológicos alternativos. La perspectiva temporal considerada permite conciliar el hallazgo de ausencia total de sustitución recogida en algunos trabajos con la presencia de compensación parcial que se deduce en otros. Sin embargo, la evolución dinámica de la relación de sustitución encontrada en esta investigación no parece muy intuitiva. Asimismo, los resultados obtenidos para las variables del sector público coinciden, en gran parte, con los presentados con series temporales para estos países, ya que, en términos generales, estos estudios han encontrado evidencia de que se verifica alguna versión débil de la hipótesis de equivalencia ricardiana, e incluso, en algunos casos, en sentido estricto (6). Dado que el descuento total de impuestos es el resultado que se obtiene en este trabajo para el largo plazo, las relativas discrepancias que aparecen podrían originarse, o bien porque no se considera la perspectiva dinámica, o bien por un enfoque metodológico distinto en la estimación.

Varias son las posibles líneas de investigación futura, aparte de la que se derivaría de incluir más países o de poder contar con series más largas en la estimación (7). Una de ellas podría centrarse en determinar en qué medida las diferencias observadas en los niveles medios de la tasa de ahorro de los países europeos pueden ser explicadas por la diferente estructura y composición de su sector público. Dado que parece que la respuesta de los consumidores a las medidas de política económica cambia según el historial de déficit públicos de un país, cabe pensar que el nivel medio del ahorro nacional puede venir explicado por la configuración del sector público (8). Asimismo, el análisis de los determinantes del ahorro del sector societario podría echar luz sobre la interdependencia de las decisiones adoptadas por las familias y las que toman las

---

(6) Nicoletti (1988) encuentra evidencia de la satisfacción de esta hipótesis en los casos de Italia y Bélgica, dos países con elevadas *ratios* de deuda pública/PIB. Fuster (1993) encuentra evidencia de compensación prácticamente total entre ahorro público y privado en Italia y Francia. Koskela y Viren (1986), para un panel de países de la OCDE, concluyen que el ahorro público tiene solo un efecto (temporal) a corto plazo sobre el consumo privado, mientras que, a largo, su impacto es nulo.

(7) La mayoría de organismos que elaboran estadísticas oficiales cambia la base del cómputo cada diez años, aproximadamente, lo que limita la posibilidad de disponer de series largas, no solo en términos reales, sino también en términos nominales. En cualquier caso, son reacios a realizar cualquier tipo de homogeneización que permitiera disponer de series históricas, por lo que es el investigador quien debe realizar este proceso.

(8) Los resultados obtenidos bajo la restricción de ausencia de correlación entre efectos país y regresores pueden ser indicativos también de esta posible relación.

empresas, lo que podría ayudar a explicar la irracionalidad recogida en la respuesta de las familias a largo plazo y la relativa estabilidad observada en el ahorro privado. En concreto, el estudio de la hipótesis de que los márgenes tienen carácter procíclico, así como de la incidencia de la política tributaria en las decisiones empresariales, podría ilustrar esta relación. Por último, distinguir el papel desempeñado por la Seguridad Social podría constituir el objetivo de un trabajo posterior, con un nivel de desagregación de la actividad del sector público mayor que la que aquí se ha abordado. Se ha argumentado que las cotizaciones sociales son consideradas, en muchos casos, como ahorro forzoso por parte de los individuos, y que, por lo tanto, el ahorro «voluntario», que es el que se mide en las cuentas nacionales, se reduce. Analizar la incidencia de la Seguridad Social en las decisiones de ahorro, teniendo en cuenta factores demográficos y condicionantes del mercado laboral, contribuirá a clarificar otro aspecto relevante del impacto que el sector público, a través del saldo de sus cuentas, tiene sobre la economía y, en concreto, sobre las decisiones de ahorro de los agentes.

## APÉNDICE I

### DATOS

#### A.I.1. Enumeración de las variables

Las variables utilizadas en las estimaciones se definen de la siguiente manera:

$BP_t$  = Saldo vivo de deuda pública bruta en moneda nacional corriente.

$C_t$  = Consumo privado en moneda nacional corriente.

$C_t = YF_t - SF_t$ .

$GI_t$  = Pagos de intereses de la deuda pública en moneda nacional corriente.

$G_t$  = Consumo público en moneda nacional corriente.

$ic_t$  = Tipo de interés nominal a corto plazo.

$IG_t$  = Formación bruta de capital fijo del sector público en moneda nacional corriente.

$il_t$  = Tipo de interés nominal a largo plazo.

$K_t$  = *Stock* de capital fijo.

$N\tau G_t = TR_t + GI_t - \tau_t$ .

$p_t$  = Nivel de precios en  $t$ .

$rc_t$  = Tipo de interés real a corto plazo.

$rc_t = ic_t - \pi_t$ .

$rl_t$  = Tipo de interés real a largo plazo.

$rl_t = il_t - \pi_t$ .

$SCC_t$  = Saldo por cuenta corriente.

$SE_t$  = Ahorro bruto de las empresas en moneda nacional corriente.

$SF_t$  = Ahorro bruto de las familias en moneda nacional corriente.

$SG_t$  = Ahorro bruto del sector público en moneda nacional corriente.

$TR_t$  = Transferencias corrientes a las familias en moneda nacional corriente.

$ue_t$  = Tasa de paro en t.

$u_t$  =  $\log(ue_t) - \log(ue_{t-1})$ .

$W_t$  = Riqueza privada.

$$W_t = K_t + \sum_{i=1967}^t SCC_t$$

$YF_t$  = Renta bruta disponible de las familias en moneda nacional corriente.

$Y_t$  = Renta nacional bruta disponible en moneda nacional corriente.

$\pi_t$  =  $\log(p_t) - \log(p_{t-1})$ .

$\tau_t$  = Impuestos sobre la renta y el patrimonio, la producción y las importaciones y las cotizaciones a la Seguridad Social en moneda nacional corriente.

### A.I.2. Construcción de las variables utilizadas

Las variables que se han utilizado en las estimaciones se han construido de la siguiente manera:

#### a) Para la especificación en tipos de cambio

Para  $x_t = sf_t, yf_t, se_t, sg_t, c_t, y_t, g_t, \tau_t, gi_t, ig_t, tr_t, bp_t, n\tau g_t$ , y siendo  $z_t$  el valor nominal en moneda nacional de la variable correspondiente ( $SF_t, YF_t, SE_t, SG_t$ , etc.).

$$x_t = \frac{z_t}{p_t tc_{85} po_t}$$

donde

$tc_{85}$  = Tipo de cambio de la moneda nacional con respecto al ecu (1 ecu = ... moneda nacional) en 1985.

$po_t$  = Población total.

b) *Para la especificación en paridad de poder de compra de 1985 (ppc)*

$$x_t = \frac{z_t}{p_t ppc_{85} p o_t}$$

$ppc_{85}$  = Paridad de poder de compra del consumo nacional en 1985 en ecus internacionales (1 ppc = ... moneda nacional).

### A.I.3. Definición y fuentes

Para las variables  $SF_t$ ,  $SE_t$ ,  $SG_t$ ,  $YF_t$ ,  $C_t$ ,  $Y_t$ ,  $G_t$ ,  $\tau_t$ ,  $GI_t$ ,  $IG_t$  y  $TR_t$ , se ha utilizado la base de datos de Cronos que elabora Eurostat, donde se recogen las cuentas de los sectores institucionales y de las Administraciones Públicas de las cuentas nacionales. La definición exacta de los sectores empresarial, familiar y público puede encontrarse en Eurostat (1993), donde se presentan sobre soporte de papel las cuentas nacionales detalladas por sectores de los distintos países de la antigua Comunidad de los doce para el período 1979-1990. Debe destacarse que Bélgica, España, Dinamarca, Italia, Países Bajos y Reino Unido no pueden separar el sector de las instituciones privadas sin fines de lucro (ipsfe) del sector familias, de manera que se incluye todo en este último sector. Sin embargo, las ipsfe representan menos del 1 % de esta agrupación en casi todos los conceptos. El dato utilizado para recoger la variable de deuda pública bruta es el que figura en esta rúbrica en las cuentas de Eurostat. La población total se obtiene de los anejos estadísticos que se presentan en la publicación de la Commission of the European Communities (1991).

Las ppc utilizadas como deflator son las que se presentan en Eurostat (1988) y que utilizan como año base 1985. Aunque la OCDE tiene calculadas ppc en base 1990 [OCDE (1992)], no se dispone de contabilidad nacional sobre la base de este año para todos los países de la Unión, por lo que se opta por la de 1985. Se utiliza la ppc del consumo nacional, y no la del PIB (1), ya que se intenta recoger los precios relativos que inciden sobre las decisiones de ahorro de las familias.

En cuanto a los tipos de cambio, se ha optado por coger la media anual del cambio del ecu en 1985. La fuente es la publicación *Money and Finance*, de Eurostat.

---

(1) Debe tenerse en cuenta que, para la construcción de la ppc, la desagregación del PIB en sus distintos componentes no se corresponde exactamente con las definiciones propuestas en ESA (European System of Integrated Economic Accounts). Concretamente, se distingue entre consumo nacional y consumo colectivo del sector público.

Las variables nominales se deflatan con el deflator del consumo privado base 1985, que proporciona Eurostat en su publicación *Money and Finance*. Este deflator es el que se usa para construir la variable de inflación.

La tasa de paro definida sobre población activa civil es la que se obtiene de los anejos estadísticos recogidos en la publicación de la Commission of the European Communities (1991). En esta misma fuente, pueden encontrarse los tipos de interés nominal a corto y a largo plazo, con una descripción detallada de los activos elegidos. Los tipos a corto suelen recoger plazos de tres meses, mientras que los tipos a largo presentan una mayor variabilidad. Para los tipos a largo en Portugal, se ha utilizado la publicación *International financial statistics*, del Fondo Monetario Internacional, ya que la serie que proporciona la Comisión no tiene datos anteriores a 1985.

La variable de riqueza se construye como suma del *stock* de capital bruto elaborado por la OCDE, en el supuesto de una tasa de depreciación del 3 % (2), y disponible en la base de datos recogida en Ricardo (1993), y el saldo de cuenta corriente acumulado desde 1967, que intenta captar la riqueza frente al exterior. No se dispone de series largas de agregados monetarios amplios, que deberían formar parte de esta riqueza, en la medida en que no tienen una contrapartida física. Las pruebas efectuadas con la inclusión de M1 en la definición de riqueza proporcionan prácticamente los mismos resultados en las estimaciones y, además, es un agregado demasiado estrecho. La fijación de objetivos en términos de agregados para el desarrollo de la política monetaria de los distintos países, así como los cambios producidos en la definición de los mismos, dificulta la elección de un agregado que no adolezca de problemas de coherencia en el tiempo, ya que los desplazamientos entre los distintos componentes pueden ser verdaderamente determinantes de su evolución. Por último, merece la pena discutir la inclusión del *stock* de capital público dentro de la definición de riqueza utilizada, y que debería reflejar la del sector privado. La primera razón de tal inclusión es que no se dispone de series desagregadas entre sector público y privado. La OCDE cuenta con una serie de *stock* de capital industrial para algunos de los países incluidos en la muestra, pero no recoge el capital residencial que, en el caso del sector familiar, constituye una partida relevante. Por ello se opta por incluir todo el *stock* de capital.

La inclusión de todos los ingresos impositivos se explica por el hecho de que, en contabilidad nacional, no se imputan todos los impuestos a distintos sectores. En concreto, el IVA y los impuestos que gravan la im-

---

(2) Se obtienen resultados prácticamente idénticos con las series de capital construidas en el supuesto de depreciación del 5%.



portación figuran en una cuenta de producción y explotación para las operaciones no sectorizadas.

En los cuadros que siguen, se presentan los datos utilizados, ordenados por capítulos:

- Cuadro A.I.1. Tasa de ahorro nacional bruto. Porcentaje sobre la Renta Nacional Bruta Disponible.
- Cuadro A.I.2. Tasa de ahorro privado bruto. Porcentaje sobre la Renta Nacional Bruta Disponible.
- Cuadro A.I.3. Tasa de ahorro público bruto. Porcentaje sobre la Renta Nacional Bruta Disponible.
- Cuadro A.I.4. Ahorro bruto nacional.
- Cuadro A.I.5. Ahorro bruto de las Administraciones Públicas.
- Cuadro A.I.6. Ahorro bruto de las familias.
- Cuadro A.I.7. Renta bruta disponible de las familias.
- Cuadro A.I.8. Deflator del consumo privado. Base 1985 = 100.
- Cuadro A.I.9. Paridad de poder de compra del consumo privado. Base 1985 (1 ppc = ...).
- Cuadro A.I.10. Tipo de cambio medio 1985 (1 ecu = ...).
- Cuadro A.I.11. Población total. Miles de personas.
- Cuadro A.I.12. Tasa de paro. Porcentaje sobre población activa civil.
- Cuadro A.I.13. Tipo de interés a largo plazo. Porcentaje.
- Cuadro A.I.14. Tipo de interés a corto plazo. Porcentaje.
- Cuadro A.I.15. Consumo público.
- Cuadro A.I.16. Impuestos totales.
- Cuadro A.I.17. Pagos por intereses de la deuda pública.
- Cuadro A.I.18. Transferencias corrientes a familias.
- Cuadro A.I.19. Formación bruta de capital fijo del sector público.
- Cuadro A.I.20. Deuda pública bruta.
- Cuadro A.I.21. *Stock* de capital fijo a precios de 1985.
- Cuadro A.I.22. Saldo de cuenta corriente acumulada desde 1967.

**TASA DE AHORRO NACIONAL BRUTO**  
**Porcentaje sobre la Renta Nacional Bruta Disponible**

	<i>BEL</i>	<i>DIN</i>	<i>RFA</i>	<i>GRE</i>	<i>ESP</i>	<i>FRA</i>	<i>IRL</i>	<i>ITA</i>	<i>PB</i>	<i>POR</i>	<i>RU</i>
1960	19,20	24,86	29,19	14,25	24,11	25,90	14,72	29,37	30,37	17,91	17,96
1961	20,93	23,45	28,52	18,77	25,28	25,40	16,10	30,73	28,85	13,90	18,13
1962	21,70	22,89	27,63	19,57	25,72	25,83	15,93	29,91	27,13	18,58	17,44
1963	20,39	22,99	26,80	22,44	24,26	25,12	16,06	27,31	25,48	20,07	17,32
1964	23,88	24,05	28,67	22,56	25,70	26,26	16,53	27,44	27,43	24,15	19,09
1965	23,53	24,64	27,60	23,32	24,77	26,98	17,55	27,14	27,22	24,97	19,64
1966	23,45	23,03	27,16	23,77	25,00	27,11	17,26	26,25	26,68	25,13	19,43
1967	24,03	21,91	25,57	22,01	24,28	26,97	19,08	26,23	27,00	28,13	18,59
1968	23,14	22,37	27,13	22,77	24,99	25,95	18,73	27,24	27,93	24,67	19,27
1969	24,31	23,13	27,98	25,78	27,01	26,35	18,99	28,12	27,28	25,47	20,84
1970	26,98	21,99	28,56	26,11	27,01	27,58	18,62	28,01	26,87	28,71	20,98
1971	25,57	22,49	27,53	28,71	26,79	27,14	18,48	26,16	26,62	27,27	20,25
1972	25,41	24,64	26,91	32,00	27,28	27,35	21,01	25,39	27,33	32,81	19,14
1973	24,69	24,37	27,11	35,32	27,84	27,90	21,43	25,47	28,65	32,53	19,76
1974	25,31	22,14	25,17	27,71	26,57	26,89	17,33	25,97	27,75	20,99	16,62
1975	21,92	19,48	21,35	26,03	25,60	24,41	19,79	23,80	23,74	12,36	15,59
1976	22,52	19,13	22,69	28,14	23,11	24,56	18,55	25,70	24,08	14,84	16,82
1977	20,92	18,92	22,03	27,14	23,39	24,40	20,56	25,99	22,89	18,63	19,17
1978	20,66	18,88	22,87	27,27	24,11	24,58	20,43	26,30	21,59	23,21	19,59
1979	18,80	16,96	23,11	29,05	23,00	24,53	18,07	26,16	20,80	25,45	19,84
1980	17,83	15,25	21,94	27,62	21,16	23,47	14,96	24,62	20,62	24,70	18,15
1981	14,38	12,92	20,58	22,54	19,02	21,06	12,98	22,57	21,11	20,92	17,13
1982	14,08	12,65	20,51	22,41	19,07	19,79	16,85	22,12	21,70	19,58	17,02
1983	15,06	14,03	21,44	21,96	18,94	19,18	16,74	22,24	22,02	19,13	17,09
1984	16,15	15,86	21,95	22,54	20,56	19,10	17,01	22,38	23,87	17,99	17,22
1985	15,52	15,72	22,24	19,86	20,75	19,05	16,12	21,72	24,41	20,10	17,71
1986	17,46	16,92	24,04	18,70	21,71	20,21	15,91	21,62	24,53	23,51	16,09
1987	17,79	16,86	23,70	17,14	21,62	20,04	17,30	20,96	22,80	25,36	16,07
1988	20,14	17,36	24,54	18,18	22,58	21,19	17,16	20,95	24,44	23,77	15,72
1989	21,57	17,74	25,85	15,21	21,89	21,92	17,82	20,31	26,19	25,22	15,74
1990	21,61	18,75	25,51	14,42	21,88	21,71	21,44	19,90	26,21	25,02	14,88
1991	21,38	18,39	23,93	16,30	21,14	21,05	21,67	18,98	25,13	23,83	13,93
1992	21,57	18,93	23,40	15,36	19,25	20,06	19,86	17,59	23,89	23,80	13,10
1993	22,39	17,97	21,69	16,30	18,27	18,70	22,43	18,45	23,46	21,60	12,81
1994	22,61	18,10	22,57	16,43	18,42	18,85	21,79	18,74	23,89	21,59	14,30

Fuente: Eurostat (1995).

**TASA DE AHORRO PRIVADO BRUTO**  
**Porcentaje sobre la Renta Nacional Bruta Disponible**

	<i>BEL</i>	<i>DIN</i>	<i>RFA</i>	<i>GRE</i>	<i>ESP</i>	<i>FRA</i>	<i>IRL</i>	<i>ITA</i>	<i>PB</i>	<i>POR</i>	<i>RU</i>
1960	19,95	19,04	21,78	11,35		21,90	14,58	26,95	25,53	15,19	17,57
1961	19,98	20,25	20,37	15,12		21,15	16,24	28,17	23,72	12,62	17,25
1962	20,54	18,98	19,99	15,84		22,48	16,19	27,51	23,20	16,86	15,45
1963	19,78	17,75	19,99	18,91		21,64	15,71	25,48	22,45	18,10	16,75
1964	21,53	18,84	21,50	19,28		21,74	16,32	25,19	24,41	22,05	17,47
1965	22,43	19,16	22,22	20,95		22,39	17,26	27,64	23,79	22,01	17,25
1966	21,42	16,90	21,74	20,88		22,45	15,79	26,85	23,12	21,81	16,35
1967	21,99	17,24	21,86	19,99		22,83	17,65	25,29	23,64	25,40	15,46
1968	21,97	16,89	22,84	19,82		22,63	17,32	26,71	23,71	21,35	15,04
1969	22,66	17,15	21,36	22,12		21,78	17,76	28,00	22,73	20,89	14,12
1970	24,74	11,89	22,15	22,67	23,03	22,43	16,95	27,52	22,53	23,61	13,07
1971	23,57	12,99	21,37	25,73	23,60	22,47	16,52	27,72	22,01	22,52	14,01
1972	24,45	15,73	21,62	28,49	23,66	22,58	19,54	28,94	22,66	28,82	16,07
1973	23,80	14,85	20,41	32,03	23,62	23,45	20,49	28,82	23,04	28,53	17,22
1974	23,64	14,23	20,61	26,17	23,21	22,59	18,50	29,13	23,53	19,79	14,92
1975	22,40	16,17	21,43	25,51	22,13	22,34	25,26	29,91	21,18	12,98	15,01
1976	23,67	14,79	20,74	26,50	20,32	20,48	21,20	30,03	21,67	16,09	16,92
1977	22,35	15,25	19,16	26,51	20,33	21,53	22,61	29,54	20,49	18,88	18,57
1978	22,70	15,00	20,30	27,12	22,78	23,25	24,11	31,05	20,24	25,36	20,44
1979	21,53	14,27	20,49	28,36	21,88	21,75	22,86	30,58	19,93	26,69	20,04
1980	22,21	14,48	19,48	27,67	20,59	19,75	20,11	29,13	19,13	26,78	18,65
1981	22,23	15,76	19,48	27,83	18,96	19,38	19,48	29,55	20,87	24,87	17,63
1982	20,65	18,32	19,42	26,02	19,59	18,85	24,53	29,19	23,41	24,54	17,42
1983	22,63	18,23	20,03	25,56	18,89	18,83	23,31	29,07	23,41	23,15	17,79
1984	21,92	17,33	19,94	26,78	21,28	18,52	22,56	29,55	24,88	25,72	18,34
1985	21,14	14,80	19,60	27,08	22,14	18,54	23,17	28,70	23,52	26,10	18,22
1986	23,88	10,92	21,63	24,57	22,21	19,59	22,97	28,47	24,81	26,95	16,67
1987	22,86	11,94	21,97	23,33	19,96	18,56	23,13	27,22	23,73	27,91	15,79
1988	24,29	14,07	23,26	25,91	20,81	19,25	20,04	27,12	24,81	24,78	13,53
1989	25,94	15,83	22,25	25,09	18,99	19,48	17,93	25,85	27,22	24,40	13,05
1990	25,17	18,42	24,18	24,09	19,81	19,22	22,34	26,17	27,83	26,00	12,64
1991	25,78	19,17	22,80	24,70	20,26	19,65	22,82	25,16	24,82	25,92	13,59
1992	26,07	18,99	21,83	22,75	18,63	20,51	21,06	25,27	24,66	23,70	16,40
1993	27,20	19,73	20,87	25,69	20,74	20,57	23,42	24,51	23,59	24,87	17,91
1994	26,29	19,77	21,64	26,73	20,83	20,59	22,38	24,86	24,27	23,73	18,30

Fuente: Eurostat (1995).

**TASA DE AHORRO PÚBLICO BRUTO**  
**Porcentaje sobre la Renta Nacional Bruta Disponible**

	BEL	DIN	RFA	GRE	ESP	FRA	IRL	ITA	PB	POR	RU	LUX
1960	-0,75	5,82	7,42	2,91		4,00	0,00	2,41	4,84	2,72	0,39	6,70
1961	0,95	3,21	8,15	3,64		4,25	-0,27	2,56	5,13	1,28	0,89	8,25
1962	1,16	3,91	7,64	3,73		3,35	-0,25	2,40	3,93	1,72	2,00	5,88
1963	0,61	5,24	6,81	3,53		3,48	0,35	1,83	3,03	1,98	0,57	4,78
1964	2,35	5,20	7,17	3,28		4,52	0,31	2,25	3,02	2,10	1,62	5,23
1965	1,11	5,48	5,38	2,37		4,59	0,29	-0,51	3,43	2,96	2,38	5,32
1966	2,02	6,13	5,42	2,89		4,66	1,38	-0,60	3,56	3,32	3,08	4,45
1967	2,04	4,67	3,70	2,02		4,14	1,43	0,94	3,36	2,74	3,12	2,07
1968	1,16	5,48	4,29	2,95		3,32	1,41	0,53	4,22	3,32	4,23	1,63
1969	1,65	5,99	6,62	3,66		4,57	1,23	0,11	4,56	4,59	6,72	3,87
1970	2,24	10,10	6,41	3,45	3,99	5,15	1,67	0,48	4,34	5,10	7,92	7,50
1971	2,01	9,50	6,16	2,99	3,19	4,67	1,92	-1,56	4,61	4,75	6,24	7,69
1972	0,97	8,91	5,29	3,50	3,62	4,77	1,47	-3,56	4,68	3,99	3,07	7,42
1973	0,88	9,52	6,71	3,29	4,22	4,46	0,94	-3,35	5,60	4,00	2,54	9,54
1974	1,67	7,92	4,56	1,54	3,36	4,30	-1,18	-3,16	4,22	1,19	1,70	10,71
1975	-0,48	3,31	-0,07	0,52	3,47	2,07	-5,47	-6,11	2,56	-0,62	0,58	7,72
1976	-1,15	4,34	1,95	1,63	2,79	4,08	-2,66	-4,32	2,41	-1,25	-0,10	7,98
1977	-1,43	3,67	2,87	0,63	3,06	2,87	-2,05	-3,55	2,40	-0,25	0,61	8,36
1978	-2,04	3,88	2,58	0,15	1,33	1,32	-3,68	-4,75	1,35	-2,15	-0,85	9,93
1979	-2,73	2,69	2,61	0,69	1,12	2,78	-4,80	-4,41	0,87	-1,24	-0,21	6,91
1980	-4,38	0,77	2,46	-0,05	0,56	3,73	-5,15	-4,52	1,49	-2,08	-0,49	6,87
1981	-7,85	-2,84	1,10	-5,29	0,06	1,69	-6,50	-6,97	0,24	-3,96	-0,50	4,47
1982	-6,58	-5,67	1,09	-3,61	-0,52	0,95	-7,68	-7,07	-1,71	-4,96	-0,39	5,06
1983	-7,57	-4,20	1,41	-3,60	0,05	0,35	-6,57	-6,83	-1,39	-4,03	-0,71	7,47
1984	-5,77	-1,47	2,01	-4,24	-0,72	0,57	-5,55	-7,17	-1,00	-7,73	-1,12	7,53
1985	-5,62	0,92	2,64	-7,22	-1,39	0,51	-7,05	-6,98	0,89	-6,00	-0,51	9,25
1986	-6,42	6,00	2,41	-5,87	-0,50	0,62	-7,06	-6,85	-0,29	-3,43	-0,58	7,60
1987	-5,07	4,92	1,73	-6,19	1,66	1,47	-5,84	-6,26	-0,94	-2,54	0,28	6,89
1988	-4,15	3,29	1,29	-7,74	1,76	1,94	-2,88	-6,17	-0,38	-1,01	2,20	0,30
1989	-4,37	1,91	3,59	-9,88	2,90	2,44	-0,11	-5,54	-1,03	0,82	2,69	0,27
1990	-3,56	0,33	1,33	-9,67	2,07	2,49	-0,90	-6,27	-1,63	-0,98	2,24	0,25
1991	-4,40	-0,78	1,13	-8,40	0,88	1,40	-1,15	-6,18	0,31	-2,09	0,35	0,23
1992	-4,50	-0,06	1,57	-7,39	0,62	-0,45	-1,19	-7,68	-0,77	0,09	-3,30	5,54
1993	-4,82	-1,76	0,82	-9,39	-2,47	-1,87	-0,99	-6,05	-0,13	-3,28	-5,10	5,97
1994	-3,68	-1,67	0,93	-10,29	-2,42	-1,74	-0,59	-6,12	-0,38	-2,14	-3,99	5,75

Fuente: Eurostat (1995).

**AHORRO BRUTO NACIONAL (a)**

	<i>RFA</i>	<i>FR</i>	<i>PB</i>	<i>RU</i>	<i>BEL</i>	<i>IT</i>	<i>POR</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	190.030	219.392	32.110	10.773	341.635	15.240			
1971	203.480	239.541	35.710	12.032	353.136	15.582			
1972	218.330	269.998	41.460	12.047	393.352	16.499			
1973	245.040	314.519	49.860	14.811	432.234	20.106			
1974	243.390	349.348	54.690	14.796	519.462	24.283			
1975	215.450	357.047	50.870	17.546	495.143	25.139			
1976	250.600	417.174	59.340	23.455	579.972	34.692			
1977	259.140	466.999	61.570	28.849	579.720	42.871	123.213		
1978	290.350	536.891	62.420	33.758	614.442	49.729	194.946		
1979	316.980	610.771	64.120	39.389	593.463	62.082	275.771		
1980	319.080	663.379	67.610	42.428	604.400	95.877	337.314		3.184
1981	311.530	667.754	72.250	44.836	503.716	104.432	336.291	50.708	3.180
1982	320.530	716.127	77.780	47.723	533.015	119.536	380.522	56.001	3.670
1983	353.680	763.569	81.880	52.833	604.952	140.220	459.966	68.631	4.132
1984	380.210	827.463	92.930	55.534	699.775	161.836	529.297	85.564	5.068
1985	400.980	889.804	99.540	62.944	718.464	175.099	739.624	91.909	5.819
1986	458.630	1.018.549	98.190	62.100	852.420	192.666	1.092.819	107.171	6.982
1987	467.550	1.065.942	90.520	67.264	908.221	204.428	1.401.165	112.356	7.808
1988	509.350	1.194.480	103.750	72.206	1.077.179	226.517	1.519.340	121.308	9.113
1989	580.220	1.320.140	117.900	79.061	1.293.107		1.913.875	129.355	9.908
1990	605.190	1.362.966	128.920	85.004			2.265.857	144.026	

Fuente: Eurostat (1993).

(a) En millones de unidades de moneda nacional. En miles de millones para Italia y España.

**AHORRO BRUTO DE LAS ADMINISTRACIONES PÚBLICAS (a)**

	<i>RFA</i>	<i>FR</i>	<i>PB</i>	<i>RU</i>	<i>BEL</i>	<i>IT</i>	<i>POR</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	42.680	40.941	5.380	4.389	28.305	327			
1971	45.540	41.256	6.420	3.867	27.689	-1.150			
1972	42.920	47.077	7.360	2.268	14.983	-2.863			
1973	60.600	50.241	10.120	2.274	15.482	-3.253			
1974	44.110	55.935	8.630	1.932	34.262	-3.862			
1975	-730	30.330	5.690	1.104	-10.948	-8.468			
1976	21.580	69.271	6.150	293	-29.529	-7.553			
1977	33.710	54.949	6.590	1.296	-39.598	-7.614	-1.671		
1978	32.700	28.882	3.990	-980	-60.598	-12.022	-18.072		
1979	35.870	69.330	2.680	156	-86.211	-13.746	-12.315		
1980	35.750	105.346	5.080	-446	-148.527	-17.335	-30.076		87
1981	16.640	53.545	850	-537	-293.724	-32.257	-65.320	-11.032	11
1982	17.050	34.265	-6.360	-133	-267.090	-38.389	-14.860	-24.797	-102
1983	23.300	14.069	-5.360	-1.095	-315.855	-43.074	33.858	-20.550	11
1984	34.870	24.920	-4.050	-2.749	-259.007	-51.851	-33.814	-7.974	-180
1985	47.540	23.916	880	-349	-267.121	-56.265	-122.845	5.204	-390
1986	46.020	31.131	-3.140	175	-320.393	-60.957	-127.218	38.022	-162
1987	34.120	78.341	-5.050	3.563	-255.823	-61.055	-150.694	32.792	600
1988	26.690	100.751	-2.970	14.085	-227.044	-67.250	-56.418	23.010	708
1989	81.160	144.273	-4.920	18.449	-254.331		72.466	13.879	1.306
1990	35.690	131.674	-7.290	16.713			-151.014	4.638	

Fuente: Eurostat (1993).

(a) En millones de unidades de moneda nacional. En miles de millones para Italia y España.

**AHORRO BRUTO DE LAS FAMILIAS (a)**

	<i>RFA</i>	<i>FR</i>	<i>PB</i>	<i>RU</i>	<i>BEL</i>	<i>IT</i>	<i>POR</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	60.060	106.482	11.180	2.914	189.015	11.363			
1971	64.990	114.287	13.860	2.542	204.991	13.347			
1972	77.290	133.249	15.970	3.761	237.361	15.520			
1973	81.160	153.348	18.020	4.490	254.788	18.356			
1974	92.480	185.590	20.540	5.289	311.672	21.943			
1975	105.650	219.627	22.370	7.525	349.538	28.894			
1976	98.670	222.648	23.730	8.193	436.078	34.712			
1977	96.570	257.484	23.930	7.908	421.016	41.342	112.305		
1978	101.850	324.899	25.850	11.522	451.037	51.016	178.376		
1979	115.840	335.430	26.290	15.128	439.460	59.226	260.860		
1980	125.960	355.012	27.240	20.197	514.274	73.847	334.420		1.254
1981	141.700	421.570	31.480	21.131	558.124	99.977	411.882	16.843	1.471
1982	136.640	464.132	41.180	20.547	514.269	121.347	509.556	27.727	1.788
1983	120.550	466.194	37.300	18.599	590.187	142.296	582.023	17.962	1.907
1984	131.960	455.924	37.750	22.260	575.122	150.795	761.363	15.213	2.065
1985	137.000	474.207	37.990	22.425	526.009	156.041	961.535	-3.428	2.292
1986	152.790	459.950	40.700	21.172	628.334	163.133	1.025.574	-17.235	2.653
1987	163.220	403.193	38.350	18.001	583.091	179.251	1.145.808	-10.460	2.209
1988	173.260	453.123	40.990	14.268	658.035	185.172	1.116.551	-1.405	2.750
1989	177.390	492.343	47.640	22.124	785.066		1.304.693	10.358	2.455
1990	213.860	541.177	56.720	32.837			1.622.468	17.368	

Fuente: Eurostat (1993).

(a) En millones de unidades de moneda nacional. En miles de millones para Italia y España.

**RENTA BRUTA DISPONIBLE DE LAS FAMILIAS (a)**

	<i>RFA</i>	<i>FR</i>	<i>PB</i>	<i>RU</i>	<i>BEL</i>	<i>IT</i>	<i>POR</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	454.140	566.059	79.130	34.249	942.751	49.629			
1971	505.190	625.415	89.380	37.652	1.035.817	54.935			
1972	565.950	703.552	100.340	43.411	1.164.325	61.077			
1973	620.640	798.353	112.910	49.623	1.315.318	73.013			
1974	679.410	935.175	128.220	57.157	1.539.093	89.310			
1975	751.210	1.081.887	144.760	70.782	1.736.156	106.665			
1976	798.770	1.216.185	164.630	81.446	2.002.225	129.852			
1977	850.400	1.374.578	181.110	91.860	2.140.796	156.976	561.979		
1978	905.180	1.588.898	197.410	108.170	2.284.014	185.291	712.839		
1979	980.340	1.777.448	210.960	129.608	2.434.920	221.115	930.066		
1980	1.054.489	2.008.321	224.600	153.347	2.678.219	305.125	1.178.450		11.324
1981	1.124.449	2.328.788	237.270	169.324	2.884.228	378.548	1.455.398	241.098	12.927
1982	1.154.139	2.664.952	256.990	184.659	3.053.446	450.974	1.793.660	279.685	14.930
1983	1.184.609	2.901.740	261.600	199.442	3.267.585	523.891	2.174.808	294.128	16.716
1984	1.245.590	3.107.228	269.970	215.869	3.440.508	587.203	2.748.244	319.350	18.410
1985	1.292.120	3.345.304	282.990	234.957	3.622.563	646.156	3.355.708	329.875	20.325
1986	1.343.900	3.522.755	295.730	258.693	3.815.907	706.972	3.898.537	345.861	22.923
1987	1.401.700	3.652.705	302.890	280.712	3.928.617	779.559	4.477.153	363.504	24.910
1988	1.467.820	3.901.216	311.850	311.002	4.144.576	848.612	5.021.012	383.050	27.572
1989	1.524.570	4.171.312	332.330	345.465	4.513.305		5.823.481	412.753	30.572
1990	1.661.360	4.452.740	360.040	378.607			6.983.440	429.316	

Fuente: Eurostat (1993).

(a) En millones de unidades de moneda nacional. En miles de millones para Italia y España.

**DEFLATOR DEL CONSUMO PRIVADO**  
**Base 1985 = 100**

	<i>RFA</i>	<i>FR</i>	<i>PB</i>	<i>RU</i>	<i>BEL</i>	<i>IT</i>	<i>POR</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	49,88	24,80	40,43	20,48	35,84	13,20			
1971	52,64	26,30	43,62	22,26	37,75	13,93			
1972	55,62	28,00	47,22	23,71	39,78	14,81			
1973	59,35	30,00	51,25	25,75	42,20	16,88			
1974	63,81	34,50	56,13	30,14	47,59	20,49			
1975	67,67	38,60	61,80	37,25	53,45	23,80			
1976	70,54	42,40	67,35	43,13	57,63	28,13			
1977	72,94	46,40	71,49	49,51	61,76	33,00	19,50		
1978	75,00	50,60	74,73	54,01	64,38	37,40	23,60		
1979	78,20	56,00	77,93	61,30	66,87	42,89	28,70		
1980	82,78	63,50	83,30	71,30	71,10	51,65	36,00		56,47
1981	87,93	71,80	88,50	79,35	77,25	60,94	43,20	76,54	64,69
1982	92,42	80,10	93,20	86,24	83,29	71,33	51,90	84,39	74,15
1983	95,45	87,80	95,80	90,41	89,26	81,86	65,17	90,09	83,45
1984	97,98	94,60	97,80	94,87	94,37	91,73	83,80	95,84	93,37
1985	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1986	99,74	102,70	100,22	104,30	100,70	106,18	114,00	102,86	109,41
1987	100,54	105,90	100,00	108,80	102,60	111,79	125,80	107,59	115,65
1988	101,94	108,70	100,60	114,41	104,20	118,10	138,00	111,80	121,50
1989	105,05	112,40	101,80	121,10	107,90		155,50	116,60	129,50
1990	107,88	115,70	104,10	127,50			175,60	119,60	

Fuente: Eurostat (1993).

**PARIDAD DE PODER DE COMPRA DEL CONSUMO PRIVADO**  
**Base 1985 (1 ppc = ...)**

	<i>RFA</i>	<i>FR</i>	<i>PB</i>	<i>RU</i>	<i>BEL</i>	<i>IT</i>	<i>POR</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1985	2,104	6,1173	2,0718	0,4699	37,708	1.078,6	58,235	8,4566	76,497

Fuente: Eurostat (1988).

**TIPO DE CAMBIO MEDIO 1985**  
**(1 ecu = ...)**

	<i>RFA</i>	<i>FR</i>	<i>PB</i>	<i>RU</i>	<i>BEL</i>	<i>IT</i>	<i>POR</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1985	2,22632	6,79502	2,51101	0,588977	44,9136	1.447,987	130,2515	8,01876	129,1645

Fuente: Eurostat (1993), *Money and Finance*.

**POBLACIÓN TOTAL**  
**Miles de personas**

	<i>RFA</i>	<i>FR</i>	<i>PB</i>	<i>RU</i>	<i>BEL</i>	<i>IT</i>	<i>POR</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	60.651	50.772	13.032	55.632	9.651	53.661			
1971	61.284	51.251	13.194	55.928	9.673	54.015			
1972	61.672	51.701	13.330	56.097	9.709	54.400			
1973	61.976	52.118	13.438	56.223	9.739	54.779			
1974	62.054	52.460	13.543	56.236	9.768	55.130			
1975	61.829	52.699	13.660	56.226	9.795	55.441			
1976	61.531	52.909	13.773	56.216	9.811	55.701			
1977	61.400	53.145	13.856	56.190	9.822	55.930	9.044		
1978	61.327	53.376	13.939	56.178	9.830	56.127	9.105		
1979	61.359	53.606	14.034	56.240	9.837	56.292	9.189		
1980	61.566	53.880	14.148	56.330	9.847	56.416	9.289		37.356
1981	61.682	54.182	14.247	56.352	9.853	56.503	9.358	5.122	37.726
1982	61.638	54.480	14.312	56.306	9.856	56.639	9.429	5.119	37.950
1983	61.423	54.728	14.368	56.347	9.855	56.825	9.502	5.114	38.142
1984	61.175	54.947	14.423	56.460	9.855	56.983	9.577	5.112	38.311
1985	61.024	55.170	14.488	56.618	9.858	57.128	9.648	5.114	38.474
1986	61.066	55.394	14.567	56.763	9.862	57.221	9.716	5.121	38.604
1987	61.077	55.630	14.664	56.930	9.870	57.331	9.756	5.127	38.716
1988	61.449	55.884	14.760	57.065	9.879	57.441	9.777	5.130	38.809
1989	61.990	56.161	14.849	57.236	9.938		9.796	5.132	38.888
1990	62.857	56.420	14.951	57.394			9.808	5.148	

Fuente: Commission of the European Communities (1991).

**TASA DE PARO**  
**Porcentaje sobre población activa civil**

	<i>RFA</i>	<i>FR</i>	<i>PB</i>	<i>RU</i>	<i>BEL</i>	<i>IT</i>	<i>POR</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	0,5	2,4	1,0	2,2	1,8	5,1			
1971	0,6	2,7	1,3	2,7	1,7	5,1			
1972	0,8	2,8	2,3	3,1	2,2	6,0			
1973	0,8	2,7	2,4	2,2	2,2	5,9			
1974	1,8	2,8	2,9	2,0	2,3	5,0			
1975	3,3	4,0	5,5	3,2	4,2	5,5			
1976	3,3	4,4	5,8	4,8	5,5	6,2			
1977	3,2	4,9	5,6	5,1	6,3	6,7	7,3		
1978	3,1	5,1	5,6	5,0	6,8	6,7	7,9		
1979	2,7	5,8	5,7	4,6	7,0	7,2	7,9		
1980	2,7	6,2	6,4	5,6	7,4	7,1	7,6		11,6
1981	3,9	7,3	8,9	8,9	9,5	7,4	7,3	8,3	14,4
1982	5,6	8,0	11,9	10,3	11,2	8,0	7,2	8,9	16,3
1983	6,9	8,2	12,4	11,1	12,5	8,8	8,0	9,3	17,8
1984	7,1	9,8	12,3	11,3	12,5	9,5	8,7	8,7	20,6
1985	7,1	10,2	10,5	11,4	11,6	9,4	8,8	7,2	21,8
1986	6,3	10,3	10,2	11,4	11,6	10,5	8,2	5,6	21,1
1987	6,2	10,4	10,0	10,4	11,4	10,2	6,8	5,7	20,4
1988	6,1	9,9	9,3	8,5	10,0	10,8	5,6	6,5	19,3
1989	5,5	9,4	8,7	7,0	8,5		4,8	7,8	17,1
1990	5,1	9,0	8,1	6,4			4,6	8,2	

Fuente: Commission of the European Communities (1991).



**TIPO DE INTERÉS A LARGO PLAZO**  
**En porcentaje**

	<i>RFA</i>	<i>FR</i>	<i>PB</i>	<i>RU</i>	<i>BEL</i>	<i>IT</i>	<i>POR</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	8,3	8,6	7,8	9,3	7,8	9,0			
1971	8,0	8,4	7,0	8,9	7,3	8,3			
1972	7,9	8,0	6,7	9,0	7,0	7,5			
1973	9,3	9,0	7,3	10,8	7,5	7,4			
1974	10,4	11,0	10,7	15,0	8,8	9,9			
1975	8,5	10,3	9,1	14,5	8,5	11,5			
1976	7,8	10,5	9,2	14,6	9,1	13,1			
1977	6,2	11,0	8,5	12,5	8,8	14,6	10,8		
1978	5,7	10,6	8,1	12,6	8,5	13,7	16,2		
1979	7,4	10,9	9,2	13,0	9,7	14,1	16,7		
1980	8,5	13,1	10,7	13,9	12,2	16,1	16,7		16,0
1981	10,4	15,8	12,2	14,8	13,8	20,6	16,7	19,3	15,8
1982	9,0	15,6	10,5	12,7	13,4	20,9	16,8	20,5	16,0
1983	7,9	13,6	8,8	10,8	11,8	18,0	19,2	14,4	16,9
1984	7,8	12,5	8,6	10,7	12,0	15,0	21,5	14,0	16,5
1985	6,9	10,9	7,3	10,6	10,6	14,3	20,8	11,6	13,4
1986	5,9	8,4	6,4	9,8	7,9	11,7	15,5	10,5	11,4
1987	5,8	9,4	6,4	9,5	7,8	11,3	15,0	11,9	12,8
1988	6,1	9,0	6,3	9,3	7,9	12,1	13,9	10,6	11,8
1989	7,0	8,8	7,2	9,6	8,7		14,7	10,2	13,8
1990	8,9	9,9	9,0	11,1			15,2	11,0	

Fuente: Commission of the European Communities (1991).

**TIPO DE INTERÉS A CORTO PLAZO**  
**En porcentaje**

	<i>RFA</i>	<i>FR</i>	<i>PB</i>	<i>RU</i>	<i>BEL</i>	<i>IT</i>	<i>POR</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	9,3	8,6	6,2	8,1	8,1	5,3			
1971	7,1	6,0	4,5	6,2	5,3	5,7			
1972	5,7	5,3	2,7	6,8	4,2	5,2			
1973	12,2	9,2	7,5	11,8	6,6	7,0			
1974	9,8	13,0	10,4	13,4	10,6	14,9			
1975	4,9	7,6	5,3	10,6	7,0	10,4			
1976	4,3	8,7	7,4	11,5	10,1	16,0			
1977	4,3	9,1	4,8	8,0	7,3	14,0	11,1		
1978	3,7	7,8	7,0	9,4	7,3	11,5	15,5		
1979	6,9	9,7	9,6	13,9	10,9	12,0	16,1		
1980	9,5	12,0	10,6	16,8	14,2	16,9	16,3		16,5
1981	12,3	15,3	11,8	14,1	15,6	19,3	16,0	14,8	16,2
1982	8,8	14,6	8,2	12,2	14,1	19,9	16,8	16,4	16,3
1983	5,8	12,5	5,7	10,1	10,5	18,3	20,9	12,0	20,1
1984	6,0	11,7	6,1	10,0	11,5	17,3	22,5	11,5	14,9
1985	5,4	9,9	6,3	12,2	9,5	15,0	21,0	10,0	12,2
1986	4,6	7,7	5,7	10,9	8,1	12,8	15,6	9,1	11,7
1987	4,0	8,3	5,4	9,7	7,0	11,4	13,9	9,9	15,8
1988	4,3	7,9	4,8	10,3	6,7	11,3	13,0	8,3	11,6
1989	7,1	9,4	7,4	13,9	8,7		14,9	9,4	15,0
1990	8,4	10,3	8,7	14,8			16,9	10,8	

Fuente: Commission of the European Communities (1991).

**CONSUMO PÚBLICO (a)**

	<i>RFA</i>	<i>FRA</i>	<i>RU</i>	<i>ITA</i>	<i>PB</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	106,5	116,6	9,04	8.664			
1971	126,8	131,9	10,31	10.608			
1972	141,0	146,8	11,75	12.077			
1973	163,1	167,7	13,40	13.907			
1974	190,1	200,2	16,72	16.714			
1975	210,1	243,4	23,12	19.362	38,25		
1976	221,9	287,8	27,04	23.133	43,47		
1977	235,1	329,5	29,47	28.991	47,75		
1978	253,1	383,7	33,41	35.257	52,55		
1979	273,5	436,7	38,83	43.890	57,13		
1980	298,0	509,3	48,94	57.013	60,26		1.929
1981	318,4	595,0	55,37	74.156	62,75	113,22	2.242
1982	326,4	701,3	60,36	87.386	65,12	131,10	2.619
1983	336,4	782,1	65,79	103.568	66,58	140,54	3.091
1984	350,4	854,3	69,76	118.034	66,39	146,18	3.448
1985	365,7	910,3	73,81	133.265	67,67	155,48	3.907
1986	382,6	959,5	79,38	145.960	68,55	159,36	4.740
1987	397,3	1.004,7	85,35	163.880	69,78	176,21	5.452
1988	412,4	1.058,4	91,73	184.291	70,20	188,49	5.924
1989	418,8	1.106,1	99,03		71,76	196,55	6.831
1990	444,4	1.166,0	109,88		74,68	202,50	

Fuente: Eurostat (1995).

(a) En miles de millones de unidades de moneda nacional.

**IMPUESTOS TOTALES (a)**

	<i>RFA</i>	<i>FRA</i>	<i>RU</i>	<i>ITA</i>	<i>PB</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	246,8	288,0	18,4	17.973			
1971	282,1	316,6	19,5	19.841			
1972	313,8	357,7	20,7	21.684			
1973	370,4	409,5	23,3	25.523			
1974	403,0	479,0	29,1	31.711			
1975	421,4	561,2	37,7	36.898	97,20		
1976	473,7	684,0	43,7	48.946	110,49		
1977	517,4	769,5	49,8	62.002	122,32		
1978	547,8	875,2	55,5	75.713	133,92		
1979	588,7	1.034,5	66,4	91.016	143,44		
1980	629,8	1.213,8	81,4	120.543	155,84		4.059
1981	655,0	1.372,1	94,5	148.706	161,14	188,60	4.736
1982	679,2	1.610,0	104,9	185.791	169,54	211,13	5.465
1983	705,1	1.805,4	113,6	225.227	180,33	242,80	6.703
1984	743,7	2.011,4	121,6	257.221	181,89	273,80	7.639
1985	780,0	2.162,0	132,4	288.357	189,57	306,31	8.725
1986	810,6	2.303,4	141,4	322.924	196,05	343,25	10.273
1987	842,0	2.450,4	153,4	359.612	211,25	365,77	12.230
1988	879,0	2.593,6	170,1	404.177	220,49	383,70	13.619
1989	943,3	2.767,3	183,9		219,21	394,71	16.089
1990	983,8	2.926,7	197,3		232,80	395,26	

Fuente: Eurostat (1995).

(a) Incluye los impuestos sobre la renta y el patrimonio, la producción y las importaciones y las cotizaciones a la Seguridad Social. En miles de millones de unidades de moneda nacional.

**PAGOS POR INTERESES DE LA DEUDA PÚBLICA (a)**

	<i>RFA</i>	<i>FRA</i>	<i>RU</i>	<i>ITA</i>	<i>PB</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	6,6	8,6	2,03	1.112			
1971	7,3	8,7	2,09	1.390			
1972	8,4	8,1	2,28	1.713			
1973	10,2	8,5	2,67	2.269			
1974	12,2	10,5	3,49	3.402			
1975	14,2	17,4	4,13	4.984	6,70		
1976	17,5	18,5	5,29	7.082	7,64		
1977	20,4	22,9	6,29	9.357	8,31		
1978	21,5	28,4	7,10	13.038	9,23		
1979	24,1	34,5	8,68	15.742	10,21		
1980	28,6	41,3	10,89	21.060	12,46		111
1981	35,5	62,5	12,72	28.583	15,66	21,54	136
1982	44,0	73,7	13,95	38.857	19,04	27,89	190
1983	50,1	102,2	14,21	47.320	21,66	41,31	290
1984	52,7	116,5	15,77	58.113	23,86	54,15	509
1985	55,3	135,0	17,72	65.069	26,17	60,64	882
1986	57,2	145,9	17,26	76.370	26,61	58,69	1.278
1987	57,8	147,5	18,00	78.199	28,14	57,75	1.256
1988	59,8	152,3	18,26	88.924	28,98	58,31	1.346
1989	60,5	168,4	18,94		29,04	57,46	1.560
1990	63,5	191,5	18,79		30,81	58,51	

Fuente: Eurostat (1995).

(a) En miles de millones de unidades de moneda nacional.

**TRANSFERENCIAS CORRIENTES A FAMILIAS (a)**

	<i>RFA</i>	<i>FRA</i>	<i>RU</i>	<i>ITA</i>	<i>PB</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	88,1	115,9	4,33	7.775			
1971	99,5	129,1	4,78	8.964			
1972	113,8	146,1	5,84	10.444			
1973	127,7	169,0	6,41	12.348			
1974	148,2	199,8	7,87	15.194			
1975	185,5	252,6	10,28	19.616	51,11		
1976	199,8	291,4	12,75	24.421	59,45		
1977	212,7	336,0	15,03	28.963	66,42		
1978	223,5	398,9	17,87	36.577	74,11		
1979	238,1	457,1	20,92	42.426	81,14		
1980	253,3	532,2	25,52	55.684	88,40		1.926
1981	274,9	634,7	31,24	73.383	96,62	72,94	2.402
1982	291,3	761,1	36,58	89.272	106,47	84,61	2.748
1983	295,5	853,3	39,86	110.843	112,15	91,63	3.232
1984	299,8	939,9	43,02	123.653	112,50	96,73	3.643
1985	307,0	1.027,5	46,81	140.784	114,04	100,86	4.151
1986	319,0	1.100,6	50,98	156.280	115,95	103,78	4.499
1987	335,2	1.139,9	52,49	172.449	120,75	114,13	4.975
1988	350,6	1.215,8	54,09	191.456	123,67	127,51	5.550
1989	364,2	1.285,6	56,79		126,92	141,04	6.256
1990	383,4	1.369,0	62,00		140,41	148,17	

Fuente: Eurostat (1995).

(a) En miles de millones de unidades de moneda nacional.

**FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL FIJO DEL SECTOR PÚBLICO (a)**

	<i>RFA</i>	<i>FRA</i>	<i>RU</i>	<i>ITA</i>	<i>PB</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	31,3	31,5	2,45	1.961			
1971	33,9	34,1	2,59	2.058			
1972	33,9	38,3	2,76	2.346			
1973	35,1	40,0	3,70	2.554			
1974	40,1	46,7	4,40	3.462			
1975	40,3	59,1	4,99	4.468	8,64		
1976	39,5	65,6	5,42	5.413	9,46		
1977	39,3	62,5	4,87	6.399	9,28		
1978	42,6	67,4	4,73	6.992	9,64		
1979	47,9	79,8	5,19	8.355	9,80		
1980	53,2	94,1	5,70	12.309	10,97		284
1981	49,9	102,3	4,58	16.962	11,10	12,27	390
1982	45,4	124,1	4,59	20.379	10,62	13,08	602
1983	42,2	130,3	6,12	23.591	10,19	11,59	632
1984	42,2	133,0	7,00	26.268	11,19	10,97	759
1985	42,9	151,6	7,32	30.352	10,94	13,37	1.045
1986	47,3	162,4	7,27	31.857	10,57	10,78	1.179
1987	48,0	161,8	7,08	34.507	9,11	12,55	1.245
1988	48,9	189,9	6,18	36.763	9,43	13,62	1.541
1989	52,4	209,6	9,42		9,67	13,16	1.998
1990	56,0	236,6	12,82		10,51	12,78	

Fuente: Eurostat (1995).

(a) En miles de millones de unidades de moneda nacional.

**DEUDA PÚBLICA BRUTA (a)**

	<i>RFA</i>	<i>FRA</i>	<i>RU</i>	<i>ITA</i>	<i>PB</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	124,2	422,1	41,30	25.534			
1971	138,4	438,5	47,12	31.327			
1972	154,9	460,5	46,44	39.304			
1973	170,9	487,0	49,05	49.545			
1974	193,1	530,5	51,68	62.836			
1975	257,6	601,7	64,53	79.813	93,36		
1976	304,3	661,0	72,97	98.518	105,72		
1977	341,4	734,4	93,66	119.918	113,72		
1978	386,0	847,3	96,05	154.347	126,64		
1979	428,3	954,8	109,00	186.870	141,24		
1980	483,1	1.047,9	125,50	223.885	160,40		2.706
1981	559,6	1.151,7	135,80	277.847	182,33	217,40	3.717
1982	628,6	1.454,9	164,90	353.957	210,64	316,37	5.302
1983	685,6	1.658,8	179,10	443.260	242,85	387,09	7.445
1984	730,6	1.910,1	196,20	545.906	272,45	451,29	10.125
1985	774,6	2.136,5	210,10	666.890	306,47	472,20	12.751
1986	819,2	2.317,6	222,70	776.285	320,81	459,85	14.940
1987	872,1	2.518,0	235,80	890.085	332,89	460,19	16.839
1988	930,1	2.684,0	232,70	1.011.047	360,32	489,06	17.236
1989	960,0	2.926,0	221,90		382,05	509,60	19.999
1990	1.053,7	3.048,0	218,30		406,67	533,53	

Fuente: Eurostat (1995).

(a) En miles de millones de unidades de moneda nacional.

**STOCK DE CAPITAL FIJO A PRECIOS DE 1995 (a)**  
**Tasa de depreciación del 3 %**

	<i>RFA</i>	<i>FRA</i>	<i>RU</i>	<i>ITA</i>	<i>PB</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	3.706.634	7.257.016	701.987,0	1.113.167,5			
1971	3.905.003	7.719.824	728.738,6	1.179.749,2			
1972	4.116.587	8.203.555	755.538,2	1.241.204,0			
1973	4.329.845	8.734.681	781.273,9	1.303.045,8			
1974	4.534.545	9.296.553	809.878,4	1.368.305,3			
1975	4.698.355	9.813.509	835.171,8	1.443.052,1	1.002.988		
1976	4.840.860	10.274.449	859.673,9	1.497.493,1	1.042.755		
1977	4.993.217	10.744.812	884.124,6	1.555.382,3	1.079.518		
1978	5.151.265	11.192.490	906.292,6	1.611.728,1	1.123.133		
1979	5.318.659	11.637.103	929.762,9	1.666.088,8	1.167.372		
1980	5.513.296	12.188.975	950.641,2	1.782.907,1	1.207.945		79.366.630
1981	5.682.540	12.703.582	965.668,7	1.890.165,5	1.238.967	1.858.502	82.480.862
1982	5.826.782	13.188.526	982.780,4	1.985.715,3	1.265.763	1.882.464	85.617.956
1983	5.977.436	13.625.748	1.001.863,1	2.076.958,4	1.292.951	1.907.237	88.527.904
1984	6.123.926	14.024.507	1.024.868,9	2.170.780,6	1.322.898	1.942.824	90.971.131
1985	6.265.399	14.438.939	1.049.278,6	2.262.395,6	1.356.846	1.990.016	93.650.684
1986	6.414.600	14.880.427	1.073.715,3	2.354.515,3	1.395.907	2.055.255	96.785.314
1987	6.565.043	15.353.474	1.100.752,2	2.451.981,4	1.434.940	2.113.131	100.660.614
1988	6.728.946	15.896.292	1.138.875,9	2.558.527,1	1.461.367	2.160.431	105.370.254
1989	6.914.813	16.500.332	1.180.855,2		1.492.059	2.206.366	111.004.888
1990	7.131.435	17.124.340	1.219.415,3		1.519.727	2.248.343	

Fuente: Ricardo (1993).

(a) En millones de unidades de moneda nacional. En miles de millones para Italia y España.

**SALDO DE CUENTA CORRIENTE ACUMULADA DESDE 1967 (a)**

	<i>RFA</i>	<i>FRA</i>	<i>RU</i>	<i>ITA</i>	<i>HOL</i>	<i>DIN</i>	<i>ESP</i>
1970	32.239	-14.223	410	4.653.973			
1971	35.510	-13.314	1.524	5.650.189			
1972	39.338	-13.818	1.738	6.785.873			
1973	52.929	-7.414	749	5.110.295			
1974	80.409	-25.981	-2.454	-323.705			
1975	91.282	-14.226	-4.013	-812.802	23.276		
1976	100.732	-30.268	-4.786	-3.159.874	32.360		
1977	110.136	-32.258	-4.703	-1.088.056	35.379		
1978	128.478	-385	-3.576	4.035.659	32.683		
1979	118.397	21.494	-3.946	8.865.431	32.868		
1980	92.904	3.711	-995	-48.953	30.707		-939.969
1981	85.178	-22.432	6.040	-11.787.341	39.566	-99.035	-1.400.453
1982	97.289	-101.834	10.616	-21.463.997	52.137	-117.853	-1.866.554
1983	111.228	-141.205	14.108	-20.110.568	66.156	-130.484	-2.260.605
1984	138.436	-148.860	15.488	-25.270.877	86.465	-148.282	-1.936.111
1985	188.572	-149.174	18.065	-32.651.071	100.371	-177.585	-1.451.156
1986	275.670	-132.342	17.155	-29.092.054	110.279	-213.909	-896.056
1987	358.817	-159.058	12.073	-32.242.467	118.296	-234.443	-924.831
1988	447.986	-187.617	-4.547	-40.835.667	131.967	-243.461	-1.365.667
1989	556.406	-223.472	-27.072		152.719	-251.634	-2.660.134
1990	631.130	-306.491	-44.889		168.980	-243.141	

Fuente: Ricardo (1993).

(a) En millones de unidades de moneda nacional.

## APÉNDICE II

### CONTRASTE DE EXOGENIDAD

La existencia de simultaneidad en un modelo general que se representa por:

$$y_t = \beta x_t + v_t \quad [\text{A.II.1}]$$

puede abordarse en la estimación como un problema de variables omitidas donde se cuestiona la ortogonalidad de los residuos con respecto a las variables incluidas en la parte derecha de la ecuación [Hausman (1978)]. Bajo este enfoque, el contraste de exogenidad se plantea como un *test* sobre la significatividad estadística de  $\lambda$  en:

$$y_t = \beta x_t + \lambda \hat{x}_t + e_t \quad [\text{A.II.2}]$$

donde  $\hat{x}_t$  es el valor ajustado de  $x_t$ , que se obtiene al regresar  $x_t$  sobre sus instrumentos. Para hacer operativo tal contraste, se reescribe [A.II.2] y se obtiene:

$$\begin{aligned} y_t &= (\beta + \lambda)x_t + \lambda(\hat{x}_t - x_t) + e_t = \\ &= (\beta + \lambda)x_t - \lambda \hat{v}_t + e_t \end{aligned} \quad [\text{A.II.3}]$$

donde

$$\hat{v}_t = x_t - \hat{x}_t = x_t - \sum_{i=0}^k \hat{\gamma}_i z_{i(t-1)}$$

y  $z_i$  son los instrumentos utilizados.

Por lo tanto, y en el caso que nos ocupa, concretamente, el contraste se realiza en dos etapas. En la primera, se efectúa una regresión de la primera diferencia de la variable, cuya exogenidad se desea contrastar, sobre sus propios retardos en diferencias y sobre los retardos en diferencias del resto de las variables que aparecen en el modelo.

En concreto, se estima la siguiente relación:

$$\Delta z_{pt} = \sum_{i=1}^j \sum_{p=1}^q \alpha_{pi} \Delta z_{p(t-i)} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta sf_{t-i} \quad [A.II.4]$$

donde  $z_p$  es la variable cuya exogenidad se desea contrastar y es, por tanto,  $yf_t$ ,  $se_t$ ,  $sg_t$ ,  $\pi_t$ ,  $rl_t$ ,  $rc_t$  y  $u_t$ .

Aunque teóricamente no existen fundamentos para pensar que las cuatro últimas variables pueden ser endógenas, parece que merece la pena contrastarlo explícitamente.

En la segunda etapa, los residuos de la ecuación [A.II.4] estimada se incluyen como regresores adicionales en el modelo general estimado en primeras diferencias bajo MCO. Es decir, en este caso, se estima por MCO

$$\begin{aligned} \Delta sf_t = & a_1 \Delta yf_t + a_2 \Delta se_t + a_3 \Delta sg_t + a_4 \Delta \pi_t + \\ & + a_5 \Delta rc_t + a_6 \Delta rl_t + a_7 \Delta u_t + b_0 \hat{v}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad [A.II.5]$$

donde

$$\hat{v}_t = \Delta z_{pt} - \sum_{i=1}^j \sum_{p=1}^q \hat{\alpha}_{pi} \Delta z_{p(t-i)} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta sf_{t-i}$$

Si  $e_0$  y  $e_1$  son, respectivamente, los residuos de la ecuación estimada bajo el modelo restringido que impone  $b_0 = 0$  y bajo el irrestringido, [A.II.5], entonces, en la hipótesis nula de exogenidad, el valor de

$$\frac{(\sum e_0^2 - \sum e_1^2) / (k_1 - k_0)}{\sum e_1^2 / (T - k_1)} \quad [A.II.6]$$

se distribuye como una F con  $k_1 - k_0$  y  $T - k_1$  grados de libertad, donde T es el número de observaciones y  $k_0$  y  $k_1$  son el número de parámetros estimados en el modelo restringido y en el irrestringido, respectivamente. Dado que el análisis se efectúa variable a variable, la t de Student podría utilizarse también.

En el cuadro A.II.1, se presentan los resultados de este contraste de exogenidad para el modelo del capítulo III, en el que, concretamente, se ha incluido un retardo de cada una de las variables [ $i=1$  en (A.II.4)]. Las pruebas efectuadas con retardos adicionales proporcionan resultados muy similares. En la primera columna, se encuentra el valor del estadístico construido, siendo 3,94 el valor de la F correspondiente al 5 % de signifi-

**CONTRASTE DE EXOGENIDAD (a)**

	$F[1,22]$	$t$
yfppc <sub>t</sub>	9,93 (b)	3,15 (b)
yftc <sub>t</sub>	11,75 (b)	3,43 (b)
seppc <sub>t</sub>	0,23	-0,48
setc <sub>t</sub>	0,07	-0,27
sgppc <sub>t</sub>	0,90	0,95
sgtc <sub>t</sub>	0,32	0,57
rc <sub>t</sub>	0,93	0,87
$\pi_t$	1,51	1,23
rl <sub>t</sub>	0,04	0,19
u <sub>t</sub>	0,94	-0,97

(a) En este caso, el contraste se realiza sobre la especificación

$$\Delta sf_t = a_1 \Delta yf_t + a_2 \Delta se_t + a_3 \Delta sg_t + a_4 \Delta \pi_t + a_5 \Delta rc_t + a_6 \Delta rl_t + a_7 \Delta u_t + e_t$$

(b) Significativo al 5%.

catividad con 1 y 22 grados de libertad. En la segunda columna, se encuentra el valor del estadístico t de  $b_0$  de la ecuación [A.II.5]. Las variables de renta y ahorro se definen en términos de paridad de poder de compra (ppc) y en términos de ecu (tc).

Tal como se observa, solo la renta disponible de las familias permite rechazar la hipótesis nula de exogenidad, mientras que las restantes variables aparecen como exógenas.

En el cuadro A.II.2, se presentan los resultados del contraste de exogenidad recogido en la expresión [A.II.6], aplicado a la función de consumo estimada en el capítulo IV. El valor crítico del estadístico F correspondiente a 1 y 91, y 1 y 92 grados de libertad es 3,92 al 5 % de significatividad.

Tal como se recoge en el cuadro, solo la riqueza y la deuda pública no aparecen como variables exógenas.



**CONTRASTE DE EXOGENIDAD (a)**

	<i>F</i> [1,91]	<i>t</i>
$ytc_t$	0,83	-0,91
$yppc_t$	0,61	-0,78
$wtc_t$	7,53 (b)	-2,86 (b)
$wppc_t$	5,44 (b)	-2,41 (b)
$setc_t$	2,15	-1,48
$seppc_t$	1,00	-1,00
$\tau tc_t$	0,48	0,69
$\tau ppc_t$	0,68	0,83
$gtc_t$	0,25	0,50
$gppc_t$	0,18	0,42
$wtc_{t-1}$	1,02	-1,01
$wppc_{t-1}$	1,44	-1,21
	<i>F</i> [1,90] (c)	<i>t</i>
$bptc_t$	11,17 (b)	2,55 (b)
$bpppc_t$	7,35 (b)	1,91 (b)
$wtc_t$	10,93 (b)	2,50 (b)
$wppc_t$	8,34 (b)	2,18 (b)

(a) En este caso, el contraste se realiza sobre la especificación

$$\Delta c_t = a_0 \Delta y_t + a_1 \Delta w_t + a_2 \Delta g_t + a_3 \Delta se_t + a_4 \Delta \tau_t + e_t$$

Se contrasta si la inclusión de la variable instrumentada cuya exogenidad se analiza es estadísticamente significativa. Los instrumentos elegidos son los retardos primero y segundo de todas las variables presentes.

(b) Significativo al 5 %.

(c) Se realiza sobre el modelo especificado con los valores contemporáneos de la riqueza y la deuda. En concreto sobre:

$$\Delta c_t = a_0 \Delta y_t + a_1 \Delta w_t + a_2 \Delta g_t + a_3 \Delta se_t + a_4 \Delta \tau_t + a_5 \Delta bp_t + e_t$$

## APÉNDICE III

### HETEROGENEIDAD EN LOS COEFICIENTES ESTIMADOS

En el modelo propuesto para su estimación, se ha impuesto implícitamente una restricción de igualdad de coeficientes (de pendientes) para todos los países, que se hace necesario contrastar previamente. Mientras que en paneles con muchos individuos este contraste no parece factible ni siquiera relevante, en el caso que aquí se analiza parece que requiere una cierta atención, ya que implica preferencias homogéneas entre las distintas economías [Leff y Sato (1993)]. Recoger la heterogeneidad exclusivamente en los efectos fijos en la constante puede ser demasiado restrictivo. Considerar la posibilidad de que los efectos sean aleatorios presupone la restricción adicional de independencia entre los regresores y los efectos individuales [Arellano (1992)], por lo que no resuelve la cuestión que aquí se plantea. Además, si los parámetros no son iguales para los distintos individuos, pero no se permite en la estimación, pueden aparecer sesgos relativamente importantes, tal como se recoge en Roberston y Symons (1992) y en Pesaran y Smith (1995).

Sin embargo, debe tenerse en cuenta que las series disponibles son muy cortas, y, por lo tanto, el poder de los contrastes, relativamente débil. Además, en la mayor parte de la literatura empírica que ha utilizado la metodología de datos de panel, aplicada a un conjunto de países como el aquí considerado, no se suele abordar esta cuestión, imponiéndose la restricción sin más.

En el cuadro A.III.1, se recogen los resultados de la estimación de la ecuación [III.1], país a país, cuando se utilizan todas las variables explicativas (definidas en ecus). Salvo en casos aislados, el signo de los coeficientes estimados es el esperado, pero, en cambio, sus valores pueden parecer muy heterogéneos, y que dependen del país.

Un primer análisis de esta cuestión permitiría ser relativamente optimista sobre la posibilidad de tratar los distintos países de la Unión como

**ESTIMACIÓN INDIVIDUAL DE LA ECUACIÓN [III.1] (a)**  
**En ecus de 1985**

	<i>c</i>	<i>yf</i>	<i>se</i>	<i>sg</i>	<i>rl</i>	<i>rc</i>	<i>u</i>	$\pi$	$\bar{R}^2$	<i>DW</i>	<i>T</i>
República Federal de Alemania	0,27 (0,77)	0,03 (0,70)	0,33 (3,64)	-0,21 (1,48)	-1,64 (0,64)	0,95 (0,79)	0,05 (0,98)	3,37 (1,99)	0,685	1,38	20
Francia	0,72 (1,76)	0,18 (2,10)	-0,59 (1,50)	-0,03 (0,10)	-2,35 (0,53)	-4,11 (1,25)	-0,50 (1,48)	-0,57 (0,17)	0,729	2,18	20
Países Bajos	0,31 (0,69)	0,02 (0,47)	0,45 (5,54)	-0,49 (1,79)	-4,40 (1,71)	1,14 (1,03)	0,11 (1,31)	2,44 (2,69)	0,713	1,71	20
Reino Unido	0,62 (2,92)	-0,004 (0,21)	-0,19 (1,48)	-0,48 (4,34)	-0,77 (0,40)	3,64 (4,77)	0,11 (1,26)	2,19 (2,06)	0,767	1,29	20
Bélgica	-0,16 (0,37)	0,25 (5,99)	-0,29 (1,31)	0,36 (1,70)	-1,55 (0,48)	1,87 (1,16)	0,25 (1,14)	-0,08 (0,03)	0,465	2,35	19
Italia	0,12 (0,63)	0,20 (4,48)	-0,35 (3,76)	-0,31 (1,84)	1,96 (3,94)	-0,05 (0,07)	0,09 (0,86)	2,02 (6,66)	0,971	1,37	18
Portugal	-0,23 (0,66)	0,31 (3,11)	-0,25 (4,20)	-0,60 (3,71)	0,78 (0,31)	-0,95 (0,46)	-0,12 (0,64)	0,52 (0,72)	0,527	2,43	13
Dinamarca	-5,14 (4,73)	0,73 (5,46)	-0,31 (1,73)	-0,69 (12,10)	5,65 (2,73)	-5,69 (1,75)	0,05 (0,23)	-1,94 (0,69)	0,956	2,60	9
España	0,18 (0,42)	0,08 (0,74)	-0,10 (0,85)	-0,48 (2,36)	-0,50 (1,40)	0,63 (1,20)	0,05 (0,43)	-0,09 (0,16)	0,201	3,02	9

(a) Entre paréntesis, estadístico t robusto a heterocedasticidad.

una unidad. En concreto, la estimación del modelo completo irrestringido en niveles y por MCO arroja, para los datos deflatados por la ppc de 1985, el siguiente resultado:

$sf_i =$	+0,15 (0,32)	+0,13 da (0,15)	+0,64 df (1,03)	+0,22 dh (0,27)	+0,63 dr (1,48)	-5,03 dd (1,48)	-0,35 db (0,46)	-0,66 dp (0,43)	+0,14 de (0,04)
	+0,20 yf (2,31)	-0,17 yfa (1,45)	-0,02 yff (0,19)	-0,18 yfh (1,57)	-0,21 yfr (2,22)	+0,52 yfd (1,16)	+0,04 yfb (0,41)	+0,10 yfp (0,47)	-0,12 yfe (0,22)
	-0,35 se (1,73)	+0,68 sea (2,42)	-0,24 sef (0,56)	+0,80 seh (3,25)	+0,16 ser (0,59)	+0,04 sed (0,06)	+0,06 seb (0,20)	+0,11 sep (0,43)	+0,25 see (0,40)
	-0,32 sg (1,00)	+0,10 sga (0,26)	+0,29 sgf (0,75)	-0,17 sgh (0,39)	-0,17 sgr (0,46)	-0,38 sgd (0,97)	+0,67 sgb (1,82)	-0,28 sgp (0,64)	-0,16 sge (0,18)
	+2,63 rl (1,66)	-4,37 rla (0,73)	-5,24 rlf (1,00)	-7,96 rlh (1,59)	-3,59 rlr (1,05)	+2,72 rld (0,27)	-4,48 rlb (0,86)	-0,89 rlp (0,09)	-3,48 rle (0,77)
	-0,07 rc (0,04)	+1,07 rca (0,31)	-4,50 rcf (1,38)	+1,45 rch (0,49)	+4,62 rcr (1,97)	-5,33 rcd (0,45)	+2,29 rcb (0,80)	-2,06 rcg (0,26)	+1,14 rce (0,26)
	+0,13 u (0,34)	-0,07 ua (0,18)	-0,68 uf (1,33)	-0,01 uh (0,02)	+0,01 ur (0,03)	-0,08 ud (0,13)	+0,16 ub (0,37)	-0,41 up (0,46)	-0,04 ue (0,04)
	+2,71 $\pi$ (3,18)	+0,86 $\pi a$ (0,26)	-3,35 $\pi f$ (0,88)	+0,25 $\pi h$ (0,13)	+0,03 $\pi r$ (0,02)	-4,55 $\pi d$ (0,42)	-2,80 $\pi b$ (0,92)	-1,55 $\pi p$ (0,52)	-2,86 $\pi e$ (0,53)

$R^2 = 0,975$

SCR = 0,643

donde las letras a, f, h, r, d, b, p y e detrás del nombre de cada variable recoge la variable artificial multiplicativa correspondiente a la República Federal de Alemania, Francia, Países Bajos, Reino Unido, Dinamarca, Bélgica, Portugal y España, respectivamente. La d es la variable artificial de país; yf es la renta disponible de las familias; se es el ahorro empresarial; sg, el ahorro público, estando las tres últimas expresadas en términos reales y *per cápita*; rl es el tipo de interés a largo; rc es el tipo a corto; u, la tasa de desempleo, y  $\pi$ , la tasa de inflación. Entre paréntesis figuran los estadísticos t no robustos a heterocedasticidad.

Estos resultados se podrían interpretar en el sentido de que reflejan la ausencia de grandes diferencias con respecto al país de referencia (en este caso, Italia), ya que solo cinco de los sesenta y cuatro coeficientes de control son significativamente distintos de cero. Un resultado similar se obtiene con los datos deflatados por el tipo de cambio. Por lo tanto, bajo este primer contraste, no parece descabellado hablar de un patrón europeo de comportamiento.

Sin embargo, se hace necesario realizar un contraste más riguroso de esta hipótesis de homogeneidad, por lo que se propone calcular el estadístico:

$$\frac{(\sum e_0^2 - \sum e_1^2) / (k_1 - k_0)}{\sum e_1^2 / (T - k_1)}$$

que en la hipótesis nula de igualdad de coeficientes, y si los errores son normales, se distribuye como una F con  $k_1 - k_0$  y  $T - k_1$  grados de libertad, donde  $e_0$  y  $e_1$  son, respectivamente, los errores de la ecuación estimada bajo el modelo restringido y bajo el irrestringido, y  $k_0$  y  $k_1$  son el número de coeficientes estimado bajo el modelo restringido y bajo el irrestringido, respectivamente.

Los resultados se presentan en la última fila de los cuadros contenidos en los capítulos III y IV, bajo las filas  $H_0: b = b_i$ ,  $H_0: a_i, b = a_i$ ,  $b_i$  y  $H_0: a, b = a_i, b$ . Bajo el modelo restringido, se impone la igualdad de pendientes para todos los países frente a la alternativa de pendientes distintas. Debe señalarse que la dificultad de obtener estimaciones por variables instrumentales de las ecuaciones en su forma irrestringida, dado el elevado número de parámetros que se han de estimar, ha obligado a utilizar la estimación mínimo cuadrática para calcular este estadístico. Por lo tanto, el resultado debe verse con cierta cautela.

Tal como se observa en los distintos cuadros, parece que, prácticamente en todos los casos considerados en el capítulo III, los datos admiten la restricción de igualdad de pendientes impuesta por el modelo.

**CONTRASTES DE HOMOGENEIDAD DE LA RESPUESTA POR PAÍSES  
A LAS VARIABLES SEGÚN LAS ESPECIFICACIONES RECOGIDAS  
EN EL CUADRO IV.3 (a)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$g_t$	1,84 [6,97]	2,11 [6,99]	0,81 [6,91]	1,48 [6,97]	1,82 [6,99]	0,90 [6,91]
$se_t$	1,17 [6,97]	1,21 [6,99]	1,59 [6,91]	1,42 [6,97]	1,54 [6,99]	1,83 [6,91]
$tr_t$	3,79** [6,97]	—	—	2,87** [6,97]	—	—
$\tau_t$	1,22 [6,97]	—	1,87 [6,91]	1,37 [6,97]	—	1,95 [6,91]
$n\tau_t$	—	4,09** [6,99]	—	—	3,65** [6,99]	—

(a) Valor del estadístico F cuando se deja libre la respuesta de cada país a la variable considerada, frente a la alternativa de que la respuesta es homogénea en el conjunto de países analizados. La numeración se corresponde con la del cuadro IV.3. Entre corchetes figuran los grados de libertad.

En cambio, no parece que esto sea así bajo las estimaciones de la función de consumo recogidas en el capítulo IV. Sin embargo, de forma similar, se puede realizar un contraste de que la respuesta del consumo a una determinada variable es idéntica en todos los países, sin preocuparse de si esta homogeneidad se satisface para el resto de las variables. En concreto, en el cuadro A.III.2 de este apéndice, pueden encontrarse los resultados de este contraste efectuados sobre las especificaciones que figuran en el cuadro IV.3, donde se estima la función de consumo en primeras diferencias. El cuadro A.III.2 recoge el valor del estadístico F con los grados de libertad que figuran entre corchetes para la respuesta al consumo público, el ahorro empresarial, los impuestos y las transferencias. Tal como se observa, en casi todas las variables, excepto por lo que respecta a transferencias, parece que no puede rechazarse la hipótesis nula de homogeneidad.

## BIBLIOGRAFÍA

- AHMED, S. (1986). «Temporary and permanent government spending in an open economy», *Journal of Monetary Economics*, 17, pp. 197-224.
- ANDERSON, T. W. y HSIAO, C. (1982). «Formulation and estimation of dynamic models using panel data», *Journal of Econometrics*, 18, pp. 47-82.
- ANDO, A. y MODIGLIANI, F. (1963). «The "life cycle" hypothesis of saving, aggregate implications and tests», *The American Economic Review*, 53, marzo, pp. 55-84.
- ARELLANO, M. (1988). *An alternative transformation for fixed effects models with predetermined variables*, Applied Economics Discussion Paper, 57, Oxford.
- (1989). «A note on the Anderson-Hsiao Estimator for panel data», *Economics letters*, 31, pp. 337-341.
- (1992). *Introducción al análisis econométrico con datos de panel*, Documento de Trabajo nº 9222, Servicio de Estudios, Banco de España.
- ARELLANO, M. y BOND, S. (1988). *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, Applied Economics Discussion Paper, 55, Oxford.
- ARELLANO, M. y BOVER, O. (1990). «La econometría de datos de panel», *Investigaciones Económicas*, 14, pp. 3-45.
- ARGIMÓN, I. (1992). «El ahorro y la inversión en tiempos de convergencia», *Papeles de Economía Española*, 52/53, pp. 258-269.
- ASCHAUER, D. A. (1985). «Fiscal policy and aggregate demand», *American Economic Review*, 75, pp. 117-127.
- ASHLEY, R. (1984). «A simple test for regression parameter stability», *Economic Inquiry*, 22, abril, pp. 253-268.
- AUERBACH, A. (1982). *Issues in the measurement and determinants of business saving*, NBER Working Paper Series, Working Paper, 1024, noviembre.
- AYERBE CORTÉS, F. J. (1989). «El ahorro de empresas y el gasto agregado en consumo», *Cuadernos de Economía*, 17, 48, pp. 1-14.
- BAILEY, M. J. (1972). «The optimal full employment surplus», *Journal of Political Economy*, 80, pp. 649-661.
- BALLABRIGA, F. C. y SEBASTIÁN, M. (1993). «Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?», *Revista de Economía Española*, 10, 2, pp. 283-306.
- BANERJEE, A., DOLADO, J., GALBRAITH, J. y HENDRY, D. F. (1993). *Cointegration, error-correction and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford, Oxford University Press.
- BARRO, R. J. (1974). «Are government bonds net wealth?», *Journal of Political Economy*, 82, 6, noviembre-diciembre, pp. 1.095-1.117.

- BARRO, R. J. (1978). *The impact of social security on private saving. Evidence from de U.S. time series*, Washington American Enterprise Institute.
- (1987). «On the determination of the public debt», *Journal of Political Economy*, 87, 5, octubre, pp. 940-971.
- (1989). «The ricardian approach to budget deficits», *Journal of Economic Perspectives*, 3, 2, pp. 37-54.
- BARSKI, R. B., MANKIW, N. G. y ZELDES, S. P. (1986). «Ricardian consumers with keynesian propensities», *American Economic Review*, 76, pp. 676-691.
- BARTH, J. R., IDEN, G. y RUSSEK, F. S. (1986). «Government debt, government spending and private sector behavior: comment», *American Economic Review*, 76, 5, diciembre, pp. 1.158-1.167.
- BATHIA, K. (1979). «Corporate taxation, retained earnings and capital formation», *Journal of Public Economics*, 11, pp. 123-134.
- BERNHEIM, B. D. (1987). «Ricardian equivalence: an evaluation of theory and evidence», *NBER Macro Annual*, 2, pp. 263-304.
- (1989). «A neoclassical perspective on budget deficits», *Journal of Economic Perspectives*, 3, 2, pp. 55-72.
- BLADES, D. W. y STURM, P. H. (1982). *The concept and measurement of savings: the United States and other industrialized countries*, Federal Reserve Bank of Boston «Saving and Government policy», Boston, F.R.B.B., pp. 1-30.
- BLANCHARD, O. J. (1985). «Debt, deficits and finite horizons», *Journal of Political Economy*, 93, pp. 223-247.
- BLINDER, A. S. y DEATON (1985). «The time series consumption function revisited», *Brookings Papers of Economic Activity*, 2, pp. 465-511.
- BLUME, M. E. y SEGEL, J. (1982). «Personal saving: a theoretical and empirical analysis», en Sarnat, M. y Szegö, G. P. (ed.), *Saving, investment and capital markets in an inflationary economy*, Ballinger Publishing Company, Cambridge MASS.
- BREITUNG, J. y MEYER, W. (1994). «Testing for unit roots in panel data: are wages on different bargaining levels cointegrated?», *Applied Economics*, 26, pp. 353-361.
- BUITER, W. H. y TOBIN, J. (1979). «Debt neutrality: a brief review of doctrine and evidence», en Von Furstenberg, G. M. (ed.), *Social security and private saving*, Ballinger Publishing Company, Cambridge MA.
- CADSBY, CH. B. y FRANK, M. (1991). «Experimental tests of ricardian equivalence», *Economic Inquiry*, XXIX, octubre, pp. 645-664.
- COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITIES (1991). *European Economy. Annual Economic Report 1991-92*, 50, Luxemburgo.
- CONTRERAS GÓMEZ, C. (1990). «Situación actual de la investigación sobre los efectos económicos de la deuda pública», *Hacienda Pública Española*, 115/2.
- DALAMAGAS, B. A. (1992). «Testing ricardian equivalence: a reconsideration», *Applied Economics*, 24, pp. 59-68.
- (1993). «How efficient is the substitution of debt for taxes in influencing demand?», *Applied Economics*, 25, pp. 295-303.
- (1994). «The tax versus debt controversy in a multivariate cointegrating system», *Applied Economics*, 26, pp. 1.197-1.206.
- DARBY, M. (1979). *The effects of social security on income and the capital stock*, Washington American Enterprise Institute.
- DAVID, P. A. y SCADDING, J. L. (1974). «Private savings: ultrarationality, aggregation and Denison Law», *Journal of Political Economy*, 82, pp. 225-249.
- DEATON, A. (1992). *Understanding consumption*, Oxford, Clarendon Press.

- DEHESA, G. DE LA (1992). «Privatización europea: el caso de España», *ICE*, 707, julio, pp. 55-71.
- DEMOPOULOS, G. D., KATSIMBRIS, G. M. y MILLER, S. M. (1986). «Ex ante crowding out? A cross-country comparison of direct-substitutability hypotheses», *Journal of Policy Modeling*, 8, 3, pp. 351-370.
- DENISON, E. F. (1958). «A note on private saving», *Review of Economics and Statistics*, 40, agosto, pp. 261-267.
- DICKEY, D. A. y FULLER, W. F. (1979). «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root», *Journal of the American Statistical Association*, 74, junio, pp. 427-431.
- (1981). «Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root», *Econometrica*, 49, julio, pp. 1057-1072.
- EISNER, R. (1989). «Budget deficits: rhetoric and reality», *Journal of Economic Perspectives*, 3, 2, pp. 73-93.
- (1994). «National saving and budget deficit», *Review of Economics and Statistics*, febrero, pp. 181-186.
- (1994). «Deficits, saving, and economic policy», *The American Economist*, 38, 2, otoño, pp. 3-11.
- ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987). «Co-integration and error correction: representation, estimation and testing», *Econometrica*, 55, marzo, pp. 251-276.
- EUROSTAT (1988). *Purchasing power parities and gross domestic product in real terms. Results 1985*, Luxemburgo.
- (1992). *National accounts ESA. Detailed tables by sector. 1970-1988*, Luxemburgo, Office des Publications Officielles des Communautés Européennes.
- (1993). *National accounts ESA. Detailed tables by sector, vol. 1, Non-financial transactions. 1979-1990*, Luxemburgo.
- (1995). *National accounts ESA. Detailed tables by sector*, soporte informático.
- (varios años). *Money and Finance*, Luxemburgo.
- EVANS, P. (1985). «Do large deficits produce high interest rates?», *American Economic Review*, 75, 1, marzo, pp. 68-87.
- (1987). «Do budgets deficits raise nominal interest rates? Evidence from six countries», *Journal of Monetary Economics*, 20, 2, septiembre, pp. 281-300.
- (1988). «Are consumers ricardian? Evidence for the United States», *Journal of Political Economy*, octubre, pp. 983-1.004.
- (1989). «A test of steady-state government debt neutrality», *Economic Inquiry*, 27, 1, enero, pp. 39-55.
- (1993). «Consumers are not ricardian: evidence from nineteen countries», *Economic Inquiry*, XXXI, octubre, pp. 534-548.
- FELDSTEIN, M. (1973). «Tax incentives, corporate saving and capital accumulation in the United States», *Journal of Public Economics*, 2, 2, abril.
- (1974). «Social security, induced retirement and aggregate capital accumulation», *Journal of Political Economy*, 82, septiembre-octubre, pp. 905-926.
- (1982). «Government deficits and aggregate demand», *Journal of Monetary Economics*, 9, 1, enero, pp. 1-20.
- FELDSTEIN, M. y ELMENDORF, D. W. (1990). «Taxes, budget deficits and consumer spending: some new evidence», *American Economic Review*, 80, 3, junio, pp. 589-599.
- FELDSTEIN, M. y FANE, G. (1973). «Taxes, corporate dividend policy and personal savings. The british postwar experience», *The Review of Economics and Statistics*, LV, 4.



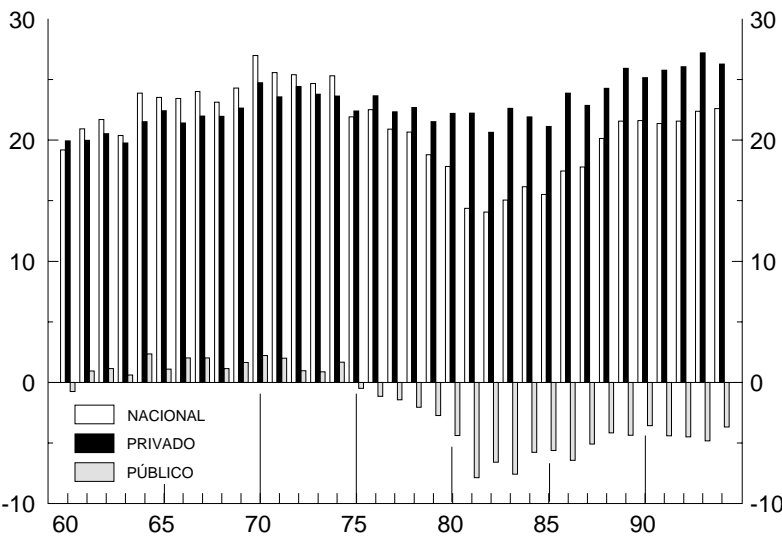
- FELDSTEIN, M. y HORIOKA, CH. (1980). «Domestic savings and international capital flows», *Economic Journal*, 90, pp. 314-329.
- FUSTER, M. L. (1993). «La hipótesis de equivalencia ricardiana: un análisis empírico en los países de la CEE», *Investigaciones Económicas*, XVII, 3, septiembre, pp. 495-506.
- GLENNON, D. (1985). «An examination of the stability of the gross private saving rate», *Quarterly Journal of Business and Economics*, 24, otoño, pp. 44-53.
- GÓMEZ SALA, J. S. (1989). *Pensiones públicas, ahorro y oferta de trabajo: análisis del caso español*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- GREENE, W. H. (1990). *Econometric analysis*, Macmillan.
- GULLEY, O. D. (1990). *Household saving in the United States and its relation to corporate and government saving*, Ph. D. Dissertation, University of Kentucky.
- HALL, R. E. (1978). «Stochastic implications of the life-cycle permanent income hypothesis: theory and evidence», *Journal of Political Economy*, 86, pp. 971-987.
- (1988). «Intertemporal substitution in consumption», *Journal of Political Economy*, 96, pp. 339-357.
- HAQUE, N. (1988). *Fiscal policy and private saving behavior in developing countries*, International Monetary Fund, Staff Papers, 35, pp. 316-335.
- HAUSMAN, J. A. (1978). «Specification tests in econometrics», *Econometrica*, 46, noviembre, pp. 1.251-1.272.
- HAYASHI, F. (1982). «The permanent income hypothesis: estimation and testing by instrumental variables», *Journal of Political Economy*, 90, pp. 895-916.
- HENDERSHOTT, P. H. y PEEK, J. (1987). *Private saving in the United States*, NBER Working Paper, 2294, junio.
- HERCE, J. A. (1984). *Consumo agregado, ahorro personal y seguridad social*, mimeo, Madrid.
- (1986). *El ahorro en España: 1964-1984*, Documento de Trabajo 8610, Fundación Empresa Pública.
- HIMARIOS, D. (1995). «Euler equation tests of Ricardian equivalence», *Economics letters*, 48, pp. 165-171.
- HSIAO, C. (1986). *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- JENSEN, M. (1986). «Agency costs and free cash flow, corporate finance, and takeovers», *American Economic Review*, 76, mayo, pp. 323-329.
- KARRAS, G. (1994). «Government spending and private consumption: some international evidence», *Journal of Money, Credit and Banking*, 26, 1, pp. 9-22.
- KESSLER, D., PERELMAN, S. y PESTIEAU, P. (1986). «Public debt, tax and consumption: a test on OECD countries», *Public Finance*, 41, pp. 63-70.
- KIWATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (1992). «Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root», *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- KOCHIN, L. A. (1974). «Are future taxes anticipated by consumers? Comment», *Journal of Money, Credit, Banking*, 6, 3, pp. 385-394.
- KORMENDI, R. C. (1983). «Government debt, government spending and private sector behavior», *American Economic Review*, 73, 5, diciembre, pp. 994-1.010.
- KORMENDI, R. C. y MEGUIRE, P. (1986). «Government debt, government spending, and private sector behavior: reply», *American Economic Review*, 76, 5, pp. 1180-1187.
- (1990). «Government debt, government spending and private sector behaviour: reply and update», *American Economic Review*, 80/3, junio, pp. 604-617.

- KOSKELA, E. y VIREN, M. (1984). «Household saving out of different types of income revisited», *Applied Economics*, 16, pp. 379-396.
- (1986). «Testing the direct substitutability hypotheses of saving», *Applied Economics*, 18, pp. 143-155.
- LEFF, N. H. y SATO, K. (1993). «Homogeneous preferences and heterogeneous growth performance: international differences in saving and investment behavior», *Kyklos*, 46, pp. 203-223.
- LEIDERMAN, L. y BLEJER, M. I. (1987). *Modelling and testing ricardian equivalence: a survey*, IMF Working Paper, WP/87/35.
- LEIDERMAN, L. y RAZIN, A. (1988). «Testing ricardian neutrality with an intertemporal stochastic model», *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, pp. 1-21.
- LEIMER, D. R. y LESNOY, S. D. (1982). «Social security and private saving: new time-series evidence», *Journal of Political Economy*, 90, junio, pp. 606-629.
- LEVIN, A. y LIN, CH. F. (1992). *Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties*, University of California San Diego, Working Paper, 92-23.
- (1993). *Unit root tests in panel data: new results*, University of California San Diego, Working Paper, 93-56.
- LEYBOURNE, S. J. y MCCABE, B. P. M. (1994). «A consistent test for a unit root», *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 2, abril, pp. 157-166.
- MADDISON, A. (1992). «A long-run perspective on saving», *Scandinavian Journal of Economics*, 92, 2, pp. 181-196.
- MAKIN, J. H. y SHOVEN, J. B. (1987). «Are there lessons for the United States in the Japanese tax system?», en P. Cagan (ed.), *Deficits, taxes and economic adjustment*, Washington, American Enterprise Institute.
- MARCHANTE, A. (1986). «Un análisis de los efectos de los beneficios societarios no distribuidos sobre el ahorro personal», *Revista Española de Economía*, 3, 2, pp. 367-386.
- (1993). «Consumo privado y gasto público: evidencia para la economía española», *Revista de Economía Aplicada*, 1, 1, pp. 125-149.
- MÁTYÁS, L. y SEVESTRE, P. (ed.) (1992). *The econometrics of panel data. Handbook of theory and applications*, Kluwer Academic Publishers.
- MAULEÓN, I. (1987). «Determinantes y perspectivas de los tipos de interés», *Papeles de Economía Española*, 32, pp. 79-92.
- MCKINNON, J. (1991). «Critical values for cointegration tests», en Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (eds.), *Long-run economic relationships*, Oxford University Press, Oxford.
- MILLER, S. M. (1982). «Crowding out: a test of some direct substitutability hypotheses», *Journal of Macroeconomics*, Fall, 4, 4, pp. 419-432.
- MODIGLIANI, F. (1990). «Recent declines in the saving rate: a life cycle perspective», *Revista di Política Economica*, 12, pp. 5-32.
- MODIGLIANI, F. y STERLING, A. G. (1986). «Government debt, government spending and private sector behavior: comment», *American Economic Review*, 76, 5, diciembre, pp. 1.168-1.179.
- (1990). «Government debt, government spending, and private sector behavior: a further comment», *American Economic Review*, 80, 3, pp. 600-603.
- MODIGLIANI, F., JAPPELLI, T. y PAGANO, M. (1985). «The impact of fiscal policy and inflation on national saving: the italian case», *Banca Nazionale di Lavoro, Quarterly Review*, junio, pp. 91-126.

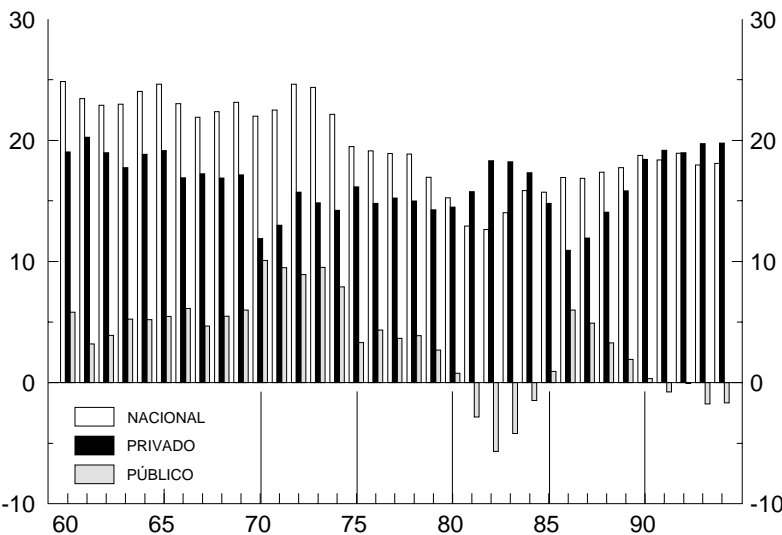
- MOLINAS, C. (1986). «A note on spurious regressions with integrated moving average errors», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, pp. 279-282.
- MOLINAS, C. y TAGUAS, D. (1991). «La tasa de ahorro de las familias y la fiscalidad: un enfoque estructural», *Moneda y Crédito*, 192, pp. 79-105.
- NICKELL, S. (1981). «Biases in dynamic models with fixed effects», *Econometrica*, 49, pp. 1.417-1.426.
- NICOLETTI, G. (1988). «A cross-country analysis of private consumption, inflation and the "debt neutrality hypothesis"», OECD, *Economic Studies*, 11, otoño.
- OECD (1992). *Purchasing power parities and real expenditures, EKS results*, I, 1990, París.
- PERELMAN, S. y PESTIEAU, P. (1983). «Deficit budgétaire et épargne nationale», *Cahiers économiques de Bruxelles*, 97, pp. 194-207.
- PERRON, P. (1989). «The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis», *Econometrica*, 57, pp. 1.361-1.401.
- (1990). «Testing for a unit root in a time series with a changing mean», *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 2, abril, pp. 153-162.
- PESARAN, M. H. y SMITH, R. (1995). «Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels», *Journal of Econometrics*, 68, pp. 79-113.
- PLOSSER, CH. I. (1987). «Fiscal policy and the term structure», *Journal of Monetary Economics*, 20, 2, septiembre, pp. 343-367.
- POTERBA, J. M. (1987). «Tax policy and corporate saving», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 455-515.
- QUAH, D. (1993). *Exploiting cross section variation for unit root inference in dynamic data*, Seminar Paper, 549, Institute for International Economic Studies, Estocolmo.
- RAYMOND, J. L. (1988). «Fiscalidad y ahorro», *Papeles de Economía Española*, 37, pp. 520-523.
- (1990). *El ahorro en la economía española*, Documento de Trabajo nº 65, Fundación FIES.
- RAYMOND, J. L. y GONZÁLEZ-PÁRAMO, J. M. (1987). «¿Son equivalentes deuda pública e impuestos? Teoría y evidencia», *Papeles de Economía Española*, 33, pp. 365-391.
- RAYMOND, J. L. y PALET, J. (1989). *Factores determinantes de los tipos reales de interés en España: el papel del déficit esperado del sector público*, Documento de Trabajo nº 50, Fundación FIES.
- RICARDO, A. (1993). *Series históricas de Contabilidad Nacional y mercado de trabajo para la CE y EEUU: 1960-1991*, Documento de Trabajo nº 9310, Servicio de Estudios, Banco de España.
- ROBERSTON, D. y SYMONS, J. (1992). «Some strange properties of panel data estimators», *Journal of Applied Econometrics*, 7, pp. 175-189.
- SAID, S. E. y DICKEY, D. A. (1984). «Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order», *Biometrika*, 71, diciembre, pp. 599-607.
- SARANTIS, N. (1985). «Fiscal policies and consumer behaviour in Western Europe», *Kyklos*, 38, pp. 233-48.
- SEATER, J. J. (1982). «Are future taxes discounted?», *Journal of Money, Credit and Banking*, 14, agosto, pp. 376-389.
- (1993). «Ricardian equivalence», *Journal of Economic Literature*, XXXI, marzo, pp. 142-190.

- SEATER, J. J. y MARIANO, R. S. (1985). «New test of the life cycle and tax discounting hypotheses», *Journal of Monetary Economics*, 15, mayo, pp. 195-215.
- STIGLITZ, J. y WEISS, A. (1981). «Credit rationing in markets with imperfect competition», *American Economic Review*, 71, pp. 393-411.
- STURM, J. E. y DE HAAN, J. (1995). «Is public expenditure really productive? New evidence for the USA and the Netherlands», *Economic Modelling*, 12, 1, pp. 60-72.
- SUMMERS, L. H. y CARROLL, C. (1982). «Why is the US national saving rate so low?», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 607-642.
- TANNER, J. E. (1979). «An empirical investigation of tax discounting», *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, 2, mayo, pp. 214-218.
- TAYLOR, L. D. (1971). «Saving out of different types of income», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 383-415.
- THORNTON, D. L. (1990). «Do government deficits matter?», *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 72, 5, septiembre-octubre, pp. 25-39.
- TRIDIMAS, G. (1992). «A note on the effects of government expenditures on private consumption», *Public Finance*, 47, 1, pp. 153-161.
- VON FUSTENBERG, G. M. (1981). «Saving», en Aaron, H. J y Pechman, J. A. (eds.), *How taxes affect economic behaviour*, The Brookings Institution.
- ZABALZA, A. y ANDRÉS, J. (1991). «¿Afecta la fiscalidad al ahorro?», *Moneda y Crédito*, 192, pp. 41-78.
- YAWITZ, J. B. y MEYER, L. H. (1976). «An empirical investigation of the extent of tax discounting: comment», *Journal of Money, Credit and Banking*, 8, mayo, pp. 247-254.

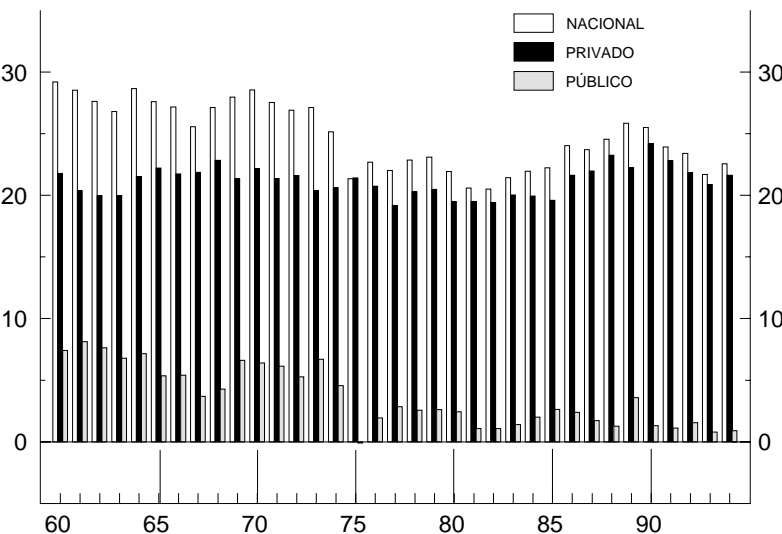
# BÉLGICA



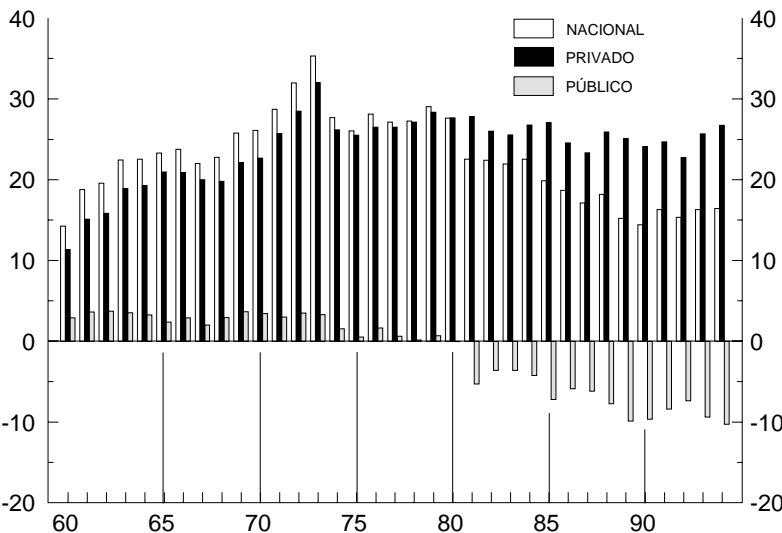
# DINAMARCA



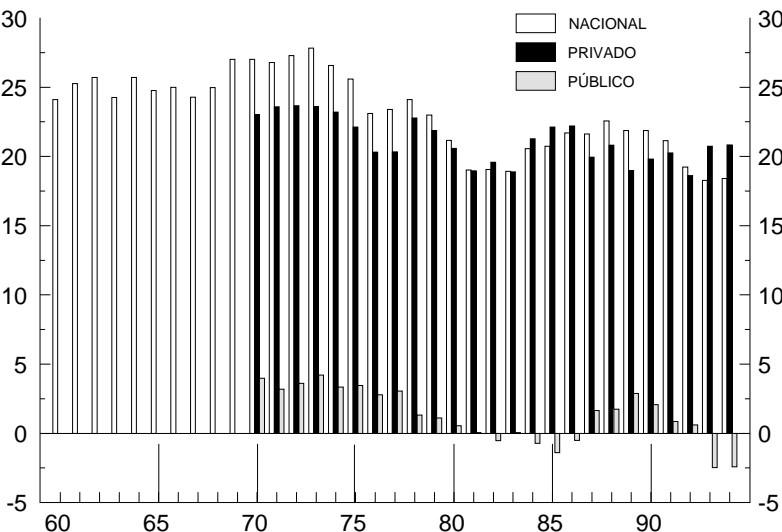
# REPÚBLICA FEDERAL ALEMANA



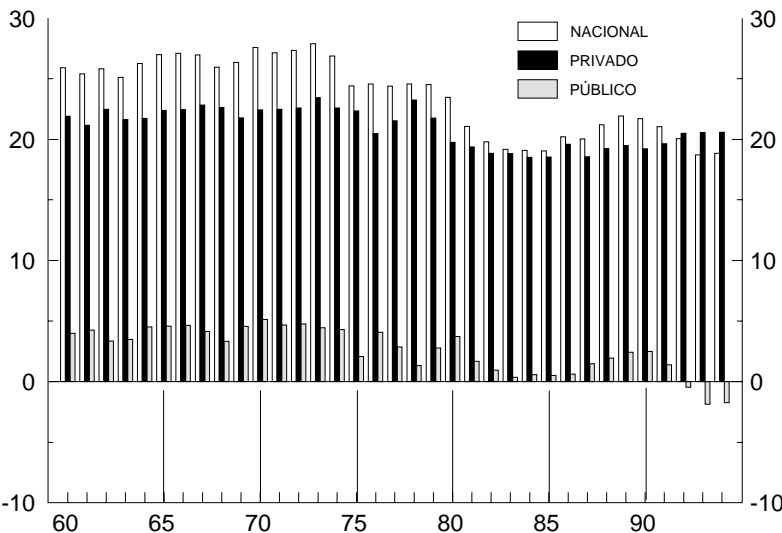
# GRECIA



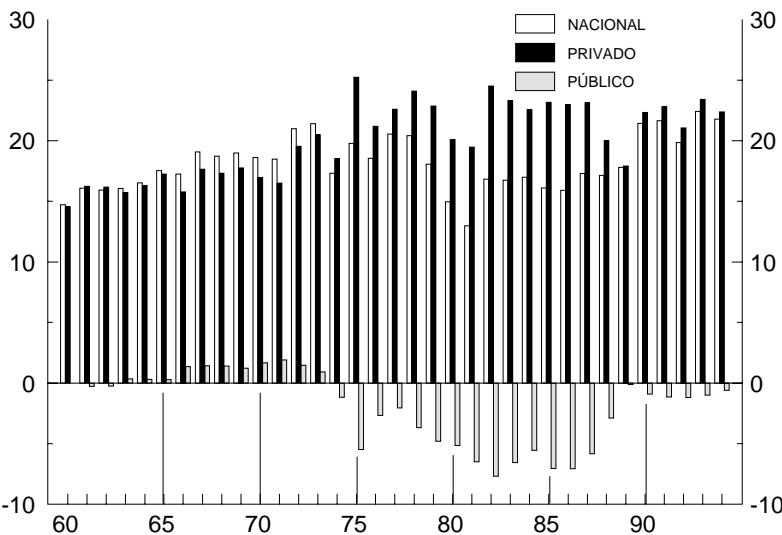
# ESPAÑA



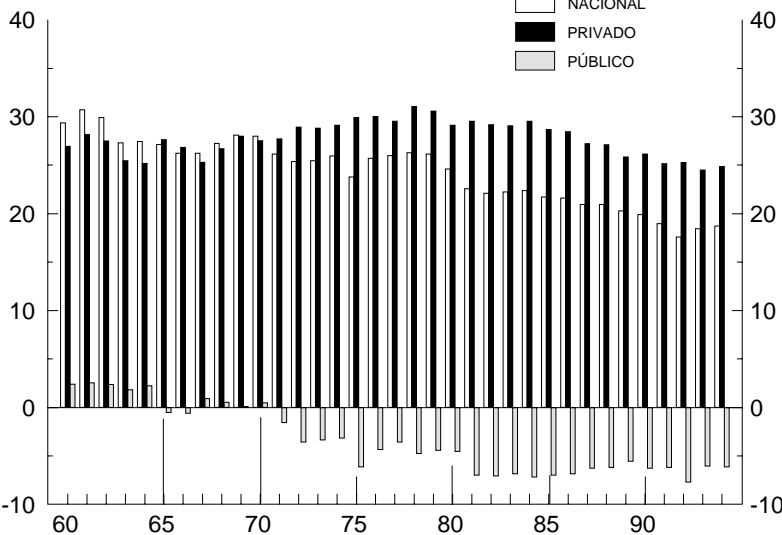
# FRANCIA



# IRLANDA

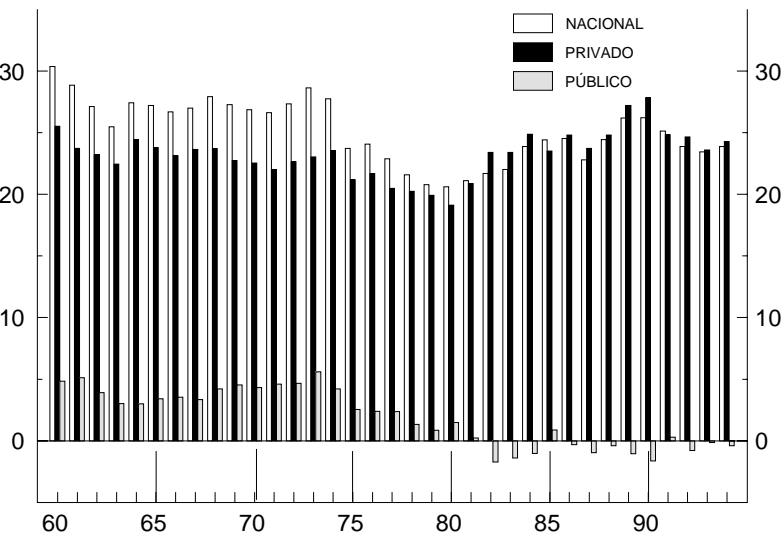


# ITALIA

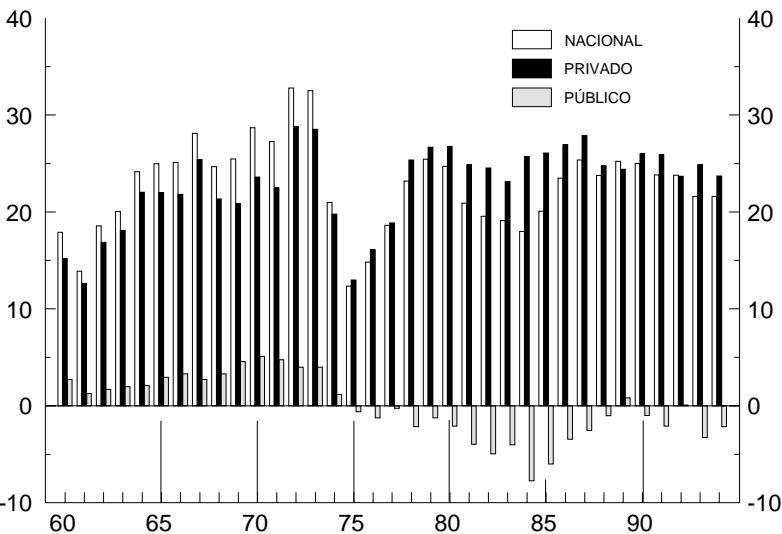




# PAÍSES BAJOS



# PORTUGAL



# REINO UNIDO

